

PL ISSN 0071-674X

POLSKA AKADEMIA NAUK — ODDZIAŁ W KRAKOWIE
KOMISJA NAUK EKONOMICZNYCH I STATYSTYKI
KRAKOWSKA AKADEMIA
IM. ANDRZEJA FRYCZA MODRZEWSKIEGO

folia oeconomica cracoviensia

Vol. LIV

2013

KRAKÓW

POLSKA AKADEMIA NAUK — ODDZIAŁ W KRAKOWIE
KOMISJA NAUK EKONOMICZNYCH I STATYSTYKI
KRAKOWSKA AKADEMIA
IM. ANDRZEJA FRYCZA MODRZEWSKIEGO

FOLIA OECONOMICA CRACOVIENSIA

Vol. LIV
2013

KRAKÓW

REDAKTOR

prof. dr hab. Jacek Osiewalski

KOMITET REDAKCYJNY

prof. dr hab. Anna Czubala

prof. dr hab. Henryk Gurgul

RECENZENCI ARTYKUŁÓW NAUKOWYCH ZAMIESZCZONYCH W VOL. LIII ORAZ VOL. LIV

prof. dr hab. Tadeusz Grabiński — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

prof. dr hab. Henryk Gurgul — Akademia Górniczo-Hutnicza im. Stanisława Staszica w Krakowie

prof. dr hab. Jacek Osiewalski — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

dr hab. Jerzy Marzec — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

dr hab. Mateusz Pipień — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Wersja papierowa jest wersją pierwotną (referencyjną) czasopisma

Adres Redakcji

31-018 Kraków, ul. św. Jana 28

Wydanie publikacji finansowane przez

Polską Akademię Nauk oraz Krakowską Akademię im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego

Redaktor tomu

Natalia Gackowska

© *Copyright by Autorzy, Polska Akademia Nauk*
Kraków 2013

ISSN 0071-674X



Realizacja wydawnicza: PAN Warszawska Drukarnia Naukowa
Skład i druk: PAN Warszawska Drukarnia Naukowa
ul. Śniadeckich 8, 00-656 Warszawa
tel./fax 22 628-76-14
e-mail: wdnpan@wdnpan.pl
www.wdnpan.pl

SPIS TREŚCI

Jacek Osiewalski: <i>Od redaktora</i>	9
Zbigniew Paszek: <i>Andrzej Iwasiewicz — życie i twórczość</i>	11
Zbigniew Paszek: <i>Wykaz publikacji Profesora Andrzeja Iwasiewicza</i>	19
Anna Osiewalska, Jacek Osiewalski: <i>„Folia Oeconomica Cracoviensia” pod redakcją Andrzeja Iwasiewicza (analiza bibliometryczna)</i>	35
Jan Steczkowski: <i>Zasadnicze pojęcia i problemy związane z terminem diagnoza</i>	57
Tadeusz Borys: <i>Od definicji cechy do zarządzania jakością</i>	65
Jerzy Wawrzynek: <i>Sześć sigma — pojęcie (od pewnego czasu) niejednoznaczne</i>	81
Olgięrd Hryniewicz: <i>Statystyczne sterowanie procesami o danych stochastycznie zależnych — pułapki rozwiązań standardowych</i>	93
Janusz Wywiał: <i>O procedurze kart kontrolnych w przypadku, gdy zmienna diagnostyczna ma rozkład asymetryczny</i>	107
Piotr Stefanów: <i>Analiza zdolności procesu</i>	117
Barbara Podolec: <i>Wybrane problemy jakości danych w badaniach budżetów gospodarstw domowych</i>	133
Andrzej Chodyński: <i>Od jakości ekologicznej do odpowiedzialności biznesu</i>	151

OD REDAKTORA

Niniejszy tom poświęcony jest pamięci Profesora Andrzeja Iwasiewicza, przez całą dekadę redaktora naczelnego czasopisma, wieloletniego członka Komisji Nauk Ekonomicznych i Statystyki Oddziału PAN w Krakowie, związanego przez dziesięciolecie z Uniwersytetem Ekonomicznym w Krakowie, a w ostatnich latach życia z Krakowską Akademią imienia Andrzeja Frycza Modrzewskiego.

Tom składa się z dwóch części — pierwsza przedstawia sylwetkę Profesora i Jego dokonania oraz *Folia Oeconomica Cracoviensia* w latach Jego przewodnictwa; część drugą stanowią artykuły naukowe poświęcone bliskim Mu zagadnieniom. Tom otwierają dwa opracowania autorstwa dra Zbigniewa Paszka, prezentujące życiorys Profesora Iwasiewicza oraz wykaz Jego publikacji. W kolejnym opracowaniu dr Anna Osiewalska i prof. Jacek Osiewalski dokonują bibliometrycznej charakterystyki poprzednich ośmiu tomów *Foliów*. Naturalnym łącznikiem obu części tego tomu jest praca prof. Jana Steczkowskiego poświęcona pojęciu diagnozy i — na tym tle — fragmentom dorobku Profesora Iwasiewicza. Kolejne dwa artykuły, prof. Tadeusza Borysa i dra hab. Jerzego Wawrzynka, poświęcone są zarządzaniu jakością i nawiązaniu do roli metod statystycznych. Konkretnie, szczegółowe zagadnienia statystycznej kontroli jakości w sytuacji odstępstw od niezależności i normalnego rozkładu obserwacji podejmują w swych pracach prof. Olgierd Hryniewicz i prof. Janusz Wywiół. Dr Piotr Stefanów omawia analizę zdolności procesu, nawiązując w swym artykule do propozycji Profesora Iwasiewicza. Artykuł dr hab. Barbary Podolec poświęcony jest jakości danych statystycznych służących analizie zachowań gospodarstw domowych. Innej koncepcji jakości — jakości ekologicznej — poświęca swoją pracę dr hab. Andrzej Chodyński, nawiązując do zarządzania przedsiębiorstwem i jego odpowiedzialności społecznej.

Składam serdeczne podziękowania wszystkim Autorom, którzy przesłali wyniki swej pracy naukowej do publikacji w niniejszym tomie. Wyrazy szczególnej wdzięczności kieruję do dra Zbigniewa Paszka, współpracownika i przyjaciela Profesora Andrzeja Iwasiewicza.

Jacek Osiewalski

„Spieszmy się kochać ludzi, tak szybko odchodzą”
ks. Jan Twardowski

ANDRZEJ IWASIEWICZ — ŻYCIE I TWÓRCZOŚĆ

ZBIGNIEW PASZEK

Studium Informatyczne
Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego
e-mail: zpaszek@afm.edu.pl

19 czerwca 2012 r. zmarł prof. dr hab. Andrzej Iwasiewicz, człowiek skromny, o dużej kulturze osobistej i wysokich wartościach etycznych, pogodny i odważny. W wypełnianiu obowiązków cechowała Go pasja, głębokie poczucie obowiązku. Kochał swój zawód, bez reszty był mu oddany. Nie uznawał bylejakości. Nigdy nie szedł na łatwe kompromisy. Rozumiał na czym polega społeczny interes narodu, a przede wszystkim studiującej młodzieży. Był niezwykle wymagający, ale najbardziej wymagał od siebie. Odszedł od nas człowiek, na którego zawsze można było liczyć. Jak tylko mógł służył ludziom radą i pomocą. Odszedł człowiek prawy o rzadko spotykanej charyzmie. Po prostu był człowiekiem, jakich w dzisiejszych czasach coraz trudniej można spotkać. Okazuje się, że wbrew powszechnemu przekonaniu są też ludzie niezastąpieni.

Profesor A. Iwasiewicz urodził się 8 listopada 1935 r. w Augustowie, w województwie podlaskim. Z racji pracy swojego Ojca, który zmuszony był do ukrywania się przed niemieckim okupantem, rodzina znajdowała się w nieustannym zagrożeniu, zmieniając często miejsce zamieszkania. Początek niemieckiej okupacji zastał Jego rodzinę w Warszawie, skąd następnie przeniósł się do Przasnysza (wówczas województwo warszawskie, później ostrołęckie, a obecnie mazowieckie). Tam właśnie w roku 1942 rozpoczął naukę w szkole podstawowej, uczestnicząc w tajnych kompletach, organizowanych przez miejscowych nauczycieli. Przasnysz leży na terenach, które w okresie okupacji niemieckiej zostały wcielone do III Rzeszy i wszelka edukacja młodzieży polskiej była tam zabroniona

i bardzo surowo karana przez niemieckiego okupanta. W lutym 1945 roku rozpoczął uczęszczanie do szkoły podstawowej, początkowo w Przasnyszu, a następnie w Szczawnie Zdroju (wówczas Solicach Zdroju), w powiecie wałbrzyskim. Szkołę podstawową ukończył w roku 1948 i w tym samym roku podjął naukę w Państwowym Koedukacyjnym Gimnazjum i Liceum Handlowym w Wałbrzychu. Gimnazjum ukończył w roku 1951 (uzyskując małą maturę), a w roku 1953 świadectwo maturalne uprawniające do podjęcia studiów.

We wrześniu 1953 r. rozpoczął studia na Wydziale Towaroznawstwa Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie. W czasie studiów uczestniczył aktywnie w pracach Studenckiego Koła Naukowego Towaroznawców, później Studenckiego Naukowego Koła Chemiczno-Towaroznawczego. Z tego właśnie okresu pochodzi Jego pierwszy artykuł naukowy pt. *Możliwości zastąpienia miareczkowej metody oznaczania kwasowości ogólnej wina potencjometrycznym pomiarem pH* (1957), praca zbiorowa, Zeszyty Naukowe WSE w Krakowie, nr 2. W pracy tej przedstawiono próbę wykorzystania metod statystycznych, zwłaszcza regresji i korelacji, do analizy wyników odpowiednio zaprojektowanego eksperymentu towaroznawczego.

W dniu 18 grudnia 1957 r. Andrzej Iwasiewicz obronił pracę dyplomową i uzyskał dyplom magisterski.

W grudniu 1959 r. Andrzej Iwasiewicz zawarł związek małżeński. Jego syn Wojciech jest absolwentem Akademii Górniczo-Hutniczej im. Stanisława Staszica.

W Uniwersytecie Ekonomicznym w Krakowie przeszedł przez wszystkie szczeble kariery zawodowej, począwszy od roku 1957, w którym uzyskał dyplom magisterski, a następnie stopień naukowy doktora nauk ekonomicznych (1964), stopień naukowy doktora habilitowanego nauk ekonomicznych w zakresie statystyki i statystycznej kontroli jakości (1988), stanowisko profesora nadzwyczajnego (1991) — aż do roku 1997, kiedy to otrzymał tytuł naukowy profesora zwyczajnego nauk ekonomicznych.

W Jego działalności naukowo-badawczej, dydaktycznej i organizacyjnej można wyróżnić kilka etapów.

W końcowym okresie studiów, jeszcze przed uzyskaniem dyplomu magisterskiego, jako robotnik podjął pracę w Krakowskich Zakładach Chemicznych Przemysłu Terenowego. W Zakładach tych pełnił różne funkcje, aż do funkcji kierownika zakładu produkcyjnego włącznie. W czasie pracy w tym przedsiębiorstwie odbył jednomiesięczny kurs spawania i przetwórstwa tworzyw sztucznych oraz w Pomorskich Zakładach Tworzyw Sztucznych w Wąbrzeźnie jednomiesięczny staż w zakresie przetwórstwa polichloru winylu. Niezależnie od swoich służbowych obowiązków prowadził w tym czasie studia i badania nad stosowaniem napełniaczy mineralnych w przetwórstwie tworzyw sztucznych, a w szczególności w przetwórstwie zmiękzonego polichloru winylu. Temat ten został rozwinięty w pracy doktorskiej.

W kwietniu 1960 r. podjął pracę na Politechnice Krakowskiej, na stanowisku kierownika Działu Technicznego, w organizującym się wówczas Zakładzie Tworzyw Sztucznych. Uzyskanie tego stanowiska umożliwiło prof. A. Iwasiewiczowi intensyfikację badań, rozpoczętych w poprzednim miejscu pracy.

W latach 1960–1973 pracował w Katedrze Chemii Instytutu Towaroznawstwa Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie. 26 czerwca 1964 r. obronił pracę doktorską pt. „Ekonomiczne i techniczne aspekty stosowania napelniaczy mineralnych w przetwórstwie zmiękczonego polichlorku winylu”, pod kierunkiem prof. dr. Wojciecha Dymka. Recenzentami byli prof. prof.: Józef Iwiński i Kazimierz Zajac. Praca ta była efektem wieloletnich studiów i badań empirycznych rozpoczętych w Krakowskich Zakładach Chemicznych Przemysłu Terenowego, a następnie kontynuowanych w Zakładzie Tworzyw Sztucznych Politechniki Krakowskiej. W roku 1967 uczestniczył w tworzeniu Pracowni Zastosowań Statystyki Matematycznej w Doświadczalnictwie i był jej kierownikiem. Funkcjonowała ona do zmiany struktury organizacyjnej Uczelni i powołania w roku 1969 instytutów. Był także — jak już wcześniej wspomniano — jednym z wielu pracowników nauki, który opiekował się Studenckim Kołem Naukowym Chemiczno-Towaroznawczym.

Równolegle z badaniami, które doprowadziły do zakończenia pracy doktorskiej prof. A. Iwasiewicz prowadził studia i badania w zakresie stosowania metod statystycznych w szeroko rozumianym doświadczalnictwie. W konsekwencji ukazały się dwie książki. Pierwsza z nich pt. *Metody badań i ocena własności tworzyw sztucznych* (1970), Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa; oraz druga pt. *Metody statystyczne w doświadczalnictwie chemicznym* (1970), Państwowe Wydawnictwo Naukowe; obydwie w zespole autorskim. Druga z tych książek była pierwszą z serii przeznaczonych dla chemików. W roku 1986 ukazała się kolejna książka dla chemików, natomiast w roku 1990 angielskojęzyczna wersja drugiej ze wspomnianych książek pt. *Metody statystyczne dla chemików*.

W latach 1973–2005 pracował jako kierownik Zakładu Statystycznych Metod Kontroli Jakości Instytutu Metod Rachunku Ekonomicznego w Krakowie, który współtworzył i organizował. Zakład ten został powołany jako jednostka organizacyjna Instytutu Metod Rachunku Ekonomicznego (IMRE), a później (po zmianie nazwy Instytutu) funkcjonował w strukturze Instytutu Statystyki, Ekonometrii i Informatyki (ISEiI). Od tego czasu Zakład Statystycznych Metod Kontroli Jakości wchodził w skład Katedry Statystyki.

W roku 1987 ukazała się monografia pt. *Problemy niepełnej sprawności diagnostycznej w statystycznej kontroli jakości, studium metodologiczne*, wydana w serii specjalnej Zeszytów Naukowych Akademii Ekonomicznej w Krakowie. W roku 1988 praca ta została przedstawiona jako rozprawa habilitacyjna. Rada Wydziału Ekonomiki Obrotu Akademii Ekonomicznej w Krakowie, uchwałą z 30 czerwca 1988 r., nadała prof. Andrzejowi Iwasiewiczowi stopień naukowy doktora habilitowanego nauk ekonomicznych w zakresie statystyki i statystycznej kontroli

jakości. Recenzentami rozprawy habilitacyjnej i dorobku naukowego byli prof. prof.: Tadeusz Borys, Teodor Kulawczuk, Stanisław Piasecki i Kazimierz Zajac. Centralna Komisja kwalifikacyjna uchwaliła tę zatwierdziła.

Przeniesienie z Katedry Chemii do Zakładu Statystyki było naturalną konsekwencją rozwoju zainteresowań naukowych prof. A. Iwasiewicza w kierunku statystyki, a w szczególności w kierunku statystycznych metod sterowania jakością.

Kolejna książka wyznaczająca zakres zainteresowań prof. A. Iwasiewicza ukazała się w roku 1999 pt. *Zarządzanie jakością — podstawowe problemy i metody*, Wydawnictwo Naukowe Warszawa–Kraków. Przedstawione w tej książce rozważania stanowią nowe ujęcie problemów związanych z zarządzaniem jakością, postrzeganym jako autonomiczny segment ogólnego systemu zarządzania przedsiębiorstwem. Wykorzystano tutaj wyniki wcześniej prowadzonych studiów i badań modelowych nad rolą jakości w procesie decyzyjnym konsumenta. Wiele uwagi poświęcono decyzyjnemu rachunkowi kosztów jakości.

W latach 1997–2008 kierował Katedrą Statystyki i Ekonometrii w Wyższej Szkole Zarządzania i Nauk Społecznych w Tychach i wchodził w skład Senatu.

Od roku 2006 zarządzał Katedrą Metod Statystycznych w Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego, współpracując jednocześnie ze Studium Informatycznym.

Profesor Andrzej Iwasiewicz pełnił wiele funkcji związanych z działalnością dydaktyczną i społeczną. W roku 1986 był współorganizatorem Podyplomowego Studium Kontroli Jakości w Instytucie Statystyki, Ekonometrii i Informatyki Akademii Ekonomicznej w Krakowie. W latach 1972–1990 był członkiem rektorskiego zespołu opiniodawczego ds. współpracy z praktyką gospodarczą. W roku 1990 został wybrany do Senatu Akademii Ekonomicznej w Krakowie. Był członkiem rektorskiej komisji ds. statutu Uczelni, członkiem senackiej komisji ds. wydawnictw, a także przewodniczącym senackiej komisji ds. dydaktyki.

W latach 1993–1996 był dziekanem Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie, dyrektorem Programu MBA w Szkole Przedsiębiorczości i Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie (w roku akademickim 1996/97), członkiem Komisji Nauk Ekonomicznych PAN Oddział w Krakowie w kadencjach 1999–2002 i 2003–2006, redaktorem naczelnym czasopisma *Folia Oeconomica Cracoviensia* (od 2003 r.), członkiem Komisji Statystyczno-Demograficznej PAN Oddział w Krakowie w kadencjach 1999–2002 i 2003–2006, członkiem Polskiego Towarzystwa Statystycznego, członkiem Komisji Nauk Ekonomicznych Polskiej Akademii Umiejętności oraz członkiem Normalizacyjnej Komisji Problemowej nr 10 ds. zastosowań metod statystycznych Polskiego Komitetu Normalizacyjnego.

Uczestniczył w pracach organizacyjnych jubileuszu 75-lecia Akademii Ekonomicznej w Krakowie, pełniąc funkcję przewodniczącego zespołu ds. wydawnictw. W ramach tej funkcji był redaktorem lub współredaktorem wydawnictw

jubileuszowych, a mianowicie Księgi Absolwentów, Księgi Pracowników oraz wydawnictwa pt. *Non Omnis Moriar — Wybitni Profesorowie w Akademii Ekonomicznej w Krakowie: 1925–2000* (2000), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie. Był też redaktorem książki jubileuszowej pt. *Miedzy liczbą a treścią* (2000), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, wydanej dla uczczenia 75. urodzin Profesora Jana Steczkowskiego, współorganizatora i pierwszego kierownika Zakładu Statystycznych Metod Kontroli Jakości. Uczestniczył także w pracach Rady Programowej jubileuszu 85-lecia Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

Odszedł od nas ceniony, szanowany przez społeczność akademicką wybitny i prawdziwy naukowiec, autor wielu wartościowych publikacji z zakresu statystyki i statystycznej kontroli jakości.

Profesor A. Iwasiewicz pozostawił duży i znaczący dorobek naukowo-badawczy, charakteryzujący się oryginalnością i pomysłowością. Jego publikacje w znacznym stopniu rozwijały dyscyplinę, którą się zajmował. Miały one nie tylko charakter teoretyczny, ale w wielu przypadkach znajdowały zastosowanie w praktyce gospodarczej. Przykładem była dziesięcioletnia współpraca z Instytutem Badań Systemowych PAN w Warszawie, w ramach której zrealizowany został Problem MR I.30: *Rozwój metod analizy systemowej i ich zastosowania w gospodarce narodowej* (Projektowanie i badanie systemów czynnej kontroli jakości wykonania; instrukcje wdrożeniowe, przygotowane dla potrzeb Łańcuckiej Fabryki Śrub, NZPS „Podhale” w Nowym Targu oraz Fabryki Kosmetyków „Pollena-Miraculum” w Krakowie).

Zasługi profesora A. Iwasiewicza w rozwoju uprawianej dyscypliny nie ograniczały się wyłącznie do publikowania prac, które sam stworzył, ale w dużym stopniu do inspirowania — w jak najszerszym tego słowa znaczeniu — innych osób. Należy podkreślić, że w pracach badawczych zespołowych zawsze pozostawał głównym inicjatorem przyjmowanych koncepcji.

Profesor A. Iwasiewicz był urodzonym dydaktykiem, lubianym przez studentów i młodych pracowników nauki. Jego zajęcia dydaktyczne z zakresu statystyki, statystycznych metod sterowania procesami, zarządzania jakością, monitorowaniem procesów oraz zarządzaniem operacjami cieszyły się dużym zainteresowaniem wśród słuchaczy, nie tylko studiów stacjonarnych i niestacjonarnych, ale także studiów podyplomowych i doktoranckich. W sposób przekonujący, a jednocześnie precyzyjny i dokładny przekazywał im nowe kierunki działalności naukowo-badawczej, dydaktycznej i społecznej. Wielokrotnie podkreślał, że należy przekazywać wiedzę uwzględniającą najnowsze tendencje światowe, pojawiające się w wykładanej dyscyplinie, szczególnie nacisk kłaść na wiedzę użyteczną, nie zapominając przy tym, że nie ma nic lepszego dla praktyki jak trafna i dobrze uzasadniona teoria. Starał się, by słuchacze odkrywając, rozwijając i wykorzystując umiejętności zdobywali dodatkową wiedzę i kształtowali pozytywnie własne postawy.

Profesor A. Iwasiewicz — jak już wspomniano — prowadził seminaria dyplomowe, magisterskie i doktoranckie. Znaczący jest Jego udział w kształceniu kadr naukowych. Był promotorem w czterech przewodach doktorskich, recenzentem czterech rozpraw doktorskich a także recenzentem czterech rozpraw habilitacyjnych i dorobku naukowego. Ponadto recenzował dorobek naukowy osób, ubiegających się o tytuł profesora lub o powołanie na stanowisko profesora.

Profesor A. Iwasiewicz brał udział jako wykładowca — między innymi — w dwóch kursach zorganizowanych dla członków studenckich naukowych kół chemików, którego słuchacze skierowali do Państwowego Wydawnictwa Naukowego propozycję wydania opracowania obejmującego metody statystyczne dla chemików. W konsekwencji wydana została seria książek, które — jak już wcześniej wspomniano — do dzisiaj zaleca się chemikom, zajmującym się zastosowaniami metod statystycznych w doświadczałnictwie chemicznym. Jedna z tych książek pt. *Statistical Methods in Applied Chemistry* (1990), PWN — Polish Scientific Publishers, Warsaw, Elsevier — Amsterdam, Oxford, New York, Tokyo (praca zespołowa), znajduje szerokie zastosowanie w działalności naukowo-badawczej i dydaktycznej. Natomiast w tłumaczeniu pt. *Metody statystyczne dla chemików* (1986), Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa (praca zespołowa) — między innymi — zalecana jest studentom na Wydziale Chemii Uniwersytetu Jagiellońskiego.

Wpływ prof. A. Iwasiewicza na rozwój zastosowań metod probabilistycznych, szczególnie w badaniach zjawisk przyrodniczych i ekonomicznych był i nadal jest znaczący, czego przykładem może być podręcznik pt. *Zarządzanie jakością w przykładach i zadaniach* (2005), Śląskie Wydawnictwa Naukowe Wyższej Szkoły Zarządzania i Nauk Społecznych w Tychach, Tychy. Zdaniem wielu specjalistów to jedno z najlepszych opracowań z tego zakresu.

W latach 80. mocno angażował się w przemiany związkowe, które miały miejsce w Akademii Ekonomicznej w Krakowie. W trakcie pierwszego konstytucyjnego zebrania Komisji Uczelnianej, które odbyło się w roku 1981, został wybrany do Zarządu NSZZ „Solidarność”, którego prezesem była profesor Janina Bieniarz.

Warto przypomnieć, że w stanie wojennym prof. Andrzej Iwasiewicz przez wiele lat współpracował z instytucjami charytatywnymi w Holandii (Stichting Sint — Oedenroden Helpt Polen), które na Jego ręce wysyłały do Polski cenne leki i aparaturę szpitalną.

Na podkreślenie zasługują staże naukowe i wyjazdy w charakterze *visiting professor*. Należy tutaj wymienić — na przykład — takie ośrodki naukowe jak: Grand Valley State University, Rosyjska Akademia Ekonomiczna im. W. Plechanowa w Moskwie, Uniwersytet w Budapeszcie i Wydział Ekonomiczny Uniwersytetu w Sarajewie.

W uznaniu zasług za działalność naukową i dydaktyczną prof. A. Iwasiewicz został odznaczony Złotym Krzyżem Zasługi (1981), Krzyżem Kawalerskim Or-

deru Polonia Restituta (2002), Medalem Komisji Edukacji Narodowej (1995) oraz nagrodami resortowymi (1965, 1971 — dwukrotnie, 1986, 1987, 2000).

Otrzymał też nagrody: Ministra Szkolnictwa Wyższego za „osiągnięcia w pracy opiekuna grupy studenckiej” (1965), III stopnia Ministra Oświaty i Szkolnictwa Wyższego za książkę pt. *Metody statystyczne w doświadczalnictwie chemicznym* (1971), III stopnia Ministra Oświaty i Szkolnictwa Wyższego za książkę pt. *Metody badań i ocena własności tworzyw sztucznych* (1971), III stopnia Ministra Edukacji Narodowej za książkę pt. *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji, systemy i procedury* (1986), III stopnia Ministra Edukacji Narodowej za książkę pt. *Metody statystyczne dla chemików* (1987), Ministra Edukacji Narodowej za książkę pt. *Zarządzanie jakością, podstawowe problemy i metody* (2000).

Wielokrotnie nagradzany był przez władze rektorskie za wyjątkowe osiągnięcia w działalności naukowo-badawczej, dydaktycznej i organizacyjnej, a także medalami pamiątkowymi, wybitymi z okazji organizowanych uroczystości jubileuszowych.

WYKAZ PUBLIKACJI PROFESORA ANDRZEJA IWASIEWICZA

(zestawił Zbigniew Paszek)

MONOGRAFIE, ROZPRAWY I PODRĘCZNIKI

1970

Metody statystyczne w doświadczałnictwie chemicznym (współautorzy: Jurand Czermiński, Zbigniew Paszek, Andrzej Sikorski), Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa, s. 234.

Metody badań i ocena własności tworzyw sztucznych (współautorzy: Tadeusz Broniewski, Jerzy Kapko, Wiesław Placzek), Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa, s. 578.

1974

Metody statystyczne w doświadczałnictwie chemicznym (współautorzy: Jurand Czermiński, Zbigniew Paszek, Andrzej Sikorski), Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa, s. 328; wydanie drugie, zmienione i poszerzone.

1975

Statystyczna procedura oceny odporności chemicznej tworzyw sztucznych, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, seria specjalna, nr 29, s. 144.

1979

Statystyczne metody kontroli jakości (współautor: Zbigniew Paszek), Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków, s. 246.

Opracowywanie wyników eksperymentu, wskazówki metodyczne (współautor: Zbigniew Paszek), Ośrodek Postępu Technicznego w Katowicach, Katowice, s. 90.

1982

Statystyczne metody kontroli jakości (współautor: Zbigniew Paszek), Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków, s. 266; wydanie drugie uzupełnione.

1985

Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji, systemy i procedury, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa, s. 224.

1986

Metody statystyczne dla chemików (współautorzy: Jurand Czermiński, Zbigniew Paszek, Andrzej Sikorski), Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa, s. 450.

1987

Problemy niepełnej sprawności diagnostycznej w statystycznej kontroli jakości, studium metodologiczne, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, seria specjalna, nr 80, s. 188.

1988

Sekwencyjne metody kontroli jakości (współautorzy: Zbigniew Paszek, Jan Steczkowski), Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 145.

1990

Statistical Methods in Applied Chemistry (współautorzy: Jurand Czermiński, Zbigniew Paszek, Andrzej Sikorski), Polish Scientific Publishers, Warsaw, Elsevier, Amsterdam–Oxford–New York–Tokyo, s. 493.

1992

Metody statystyczne dla chemików (współautorzy: Jurand Czermiński, Zbigniew Paszek, Andrzej Sikorski), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 446.

Elementy statystyki i statystycznej kontroli jakości (współautor: Zbigniew Paszek), Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 377.

1997

Statystyka z elementami statystycznych metod sterowania jakością (współautor: Zbigniew Paszek), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, s. 344.

1999

Zarządzanie jakością — podstawowe problemy i metody, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Kraków, s. 298.

2000

Statystyka z elementami statystycznych metod sterowania jakością (współautor: Zbigniew Paszek), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie; wydanie III — poprawione i uzupełnione, s. 351.

2004

Statystyka z elementami statystycznych metod monitorowania procesów (współautor: Zbigniew Paszek), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, wydanie IV — poprawione, s. 364.

2005

Zarządzanie jakością w przykładach i zadaniach, Śląskie Wydawnictwa Naukowe w Tychach, s. 434.

2011

Podstawy zarządzania jakością, liczba arkuszy wydawniczych: 22. Książka złożona do druku w Wydawnictwie Uczelnianym Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego.

Artykuły i referaty naukowe

1957

Możliwości zastąpienia miareczkowej metody oznaczania kwasowości ogólnej wina potencjometrycznym pomiarem pH (współautorzy: Alojzy Sikora, Andrzej Sikorski), *Zeszyty Naukowe WSE w Krakowie*, nr 2, s. 185–194.

1960

Badania nad technologią wykładzin podłogowych z polichlorku winylu (współautor: Tadeusz Broniewski), *Czasopismo Techniczne* nr 10/36, s. 7–11.

1961

Studia nad ostrością smakową amidów kwasowych (współautorzy: Szymon Nowak, Zbigniew Paszek, Krzesław Stokłosa, Celina Szubert), *Zeszyty Naukowe WSE w Krakowie*, nr 18, s. 215–228.

1963

Badania nad pomiarem twardości tworzyw sztucznych metodą Brinella (współautorzy: Jerzy Kapko, Franciszek Rudol), *Polimery — tworzywa wielkocząsteczkowe*, nr 1, s. 20–23.

Technologie des Flammstanzens von Polyamiden auf Beton, Plaste und Kautschuk (współautorzy: Tadeusz Broniewski, Jerzy Kapko), nr 5, s. 308–310.

1965

Próba oceny wahań fenoli w Wiśle za pomocą metod statystycznych (współautor: Kazimiera Broniewska), *Gaz — Woda — Technika Sanitarna*, nr 1, s. 26–28.

1967

Wyznaczanie średnich wartości wskaźników zanieczyszczenia ścieków przemysłowych i ich interpretacja (współautor: Kazimiera Broniewska), *Gaz — Woda — Technika Sanitarna*, nr 10, s. 336–340.

Interpretacja wyników oznaczania zanieczyszczeń materiału siewnego nasionami chwastów (współautorzy: Julian Belotti, Stanisław Broniewski), *Biuletyn Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin*, nr 1–2, s. 157–164.

Badania nad zależnością wytrzymałości na rozciąganie od przekroju poprzecznego i prędkości rozciągania (współautor: Szymon Nowak), *Polimery — tworzywa wielkocząsteczkowe*, nr 2, s. 63–67.

1968

Wytrzymałość na rozciąganie i wydłużenie względne polietylenu wysokociśnieniowego jako funkcja przekroju poprzecznego i prędkości rozciągania (współautorzy: Szymon Nowak, Andrzej Sikorski), *cz. I. Polimery — tworzywa wielkocząsteczkowe*, nr 5, s. 204–207; *cz. II. Polimery — tworzywa wielkocząsteczkowe*, nr 6, s. 251–253.

1971

Ocena dokładności, precyzji i czułości metod kolorymetrycznych (współautor: Kazimiera Broniewska), *Czasopisma Techniczne*, nr 10-M, s. 42–49.

Kryteria wyboru i oceny metod badawczych w towaroznawstwie (współautor: Andrzej Sikorski), *Towaroznawstwo — Problemy Jakości*, Łódź–Kraków, s. 87–97.

1972

Porównanie dokładności i precyzji metod badawczych (współautor: Andrzej Sikorski), *Zeszyty Naukowe WSE w Krakowie*, nr 55, s. 5–22.

Metodyka oceny jakości materiałów antykorozyjnych z tworzyw sztucznych, *Zeszyty Naukowe WSE w Krakowie*, nr 55, s. 23–31.

Kryteria doboru optymalnej metody kolorymetrycznego oznaczania żelaza w wodzie (współautor: Kazimiera Broniewska), *Gaz — Woda — Technika Sanitarna*, nr 6, s. 206–209.

Prognozowanie zmian własności użytkowych wyrobów przeznaczonych do intensywnego użytkowania, *Biuletyn ogólnokrajowej konferencji naukowo-technicznej nt. Jakość i warunki techniczne*, Naczelna Organizacja Techniczna, Łódź, s. 168–172.

1973

Ocena odporności chemicznej folii z PCW stosowanych w ochronie antykorozyjnej, na podstawie zmian cech wytrzymałościowych, Czasopismo Techniczne, nr 1-B/162, s. 6–16.

Statystyczna procedura oceny odporności chemicznej materiałów antykorozyjnych z tworzyw sztucznych, Czasopismo Techniczne, nr 7-B/168, s. 19–25.

1974

O liczebności próby (współautor: Zbigniew Paszek), Chemik, nr 1, s. 15–18.

Planowanie wielkości frontu górniczego w kopalniach rud miedzi (autorzy: Wiktor Krawczyk, Adam Sucheta), Zeszyty Naukowe AGH, nr 461, Górnictwo, Z. 62, s. 185–195.

1975

Ocena odporności chemicznej materiałów antykorozyjnych z tworzyw sztucznych w oparciu o rozkład prawdopodobieństwa cechy diagnostycznej, Biuletyn cyklu seminariów naukowych nt. Metodyka badań korozyjnych, PAN — Politechnika Krakowska, s. 14–29.

1976

Metodyka rozdziału produkcji oraz wyznaczania wielkości frontu przygotowawczego i wybierkowego w aspekcie górniczym i technicznym, w głębinowych kopalniach rud (współautorzy: Wiktor Krawczyk, Jan Jasiewicz, Ignacy Łuczak, Adam Sucheta, Jan Waclawski), Zeszyty Problemowe Górnictwa PAN, t. XIV, Z. 1, s. 79–124.

1977

Rola metod statystycznych w kierowaniu jakością produkcji, Materiały na symposium nt. Ekonomiczne problemy jakości, s. 137–160.

Metoda graficznego wyznaczania frontu górniczego i technicznego w oddziałach wydobywczych kopalń rud miedzi (współautorzy: Wiktor Krawczyk, Jan Jasiewicz, Ignacy Łuczak), Cuprum, nr 2, s. 20–26.

Generowanie, analiza i dekompozycja sygnałów w systemach czynnej kontroli wadliwości produkcji, Sprawozdanie z posiedzeń komisji naukowych PAN, t. XXI/1, s. 134–136.

O pewnej procedurze wnioskowania statystycznego w metodyce oceny odporności materiałów na działanie zewnętrznych narażeń eksploatacyjnych, Studia z zakresu zastosowań metod ilościowych w ekonomii, demografii i socjologii, prace Komisji Socjologicznej PAN, Oddział w Krakowie, nr 40, s. 109–120.

Metody statystyczne w kontroli jakości produkcji, Problemy Ekonomiczne, nr 3, s. 96–105.

1978

Problem liczności próby w kontroli wadliwości produkcji wyrobów sztukowych, Sprawozdania z posiedzeń komisji naukowych PAN, s. 135–137.

1979

Kontrola jakości jako statystyczny problem diagnostyczny, Sprawozdania z posiedzeń komisji naukowych PAN, s. 113–114.

Adekwatność i precyzność jako kryterium dla wyboru wielkości próby (współautor: Zbigniew Paszek), Zbornik Radova, Ekonomski fakultet Univerziteta u Sarajevu, rocznik XIV, nr 14, s. 159–164.

Kontrola jakości w toku produkcji jako system sterowania procesem technologicznym, Konferencja nt. jakość procesów i produktów, Studia i materiały, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, t. 40, s. 168–172.

Statystyczne problemy weryfikacji samokontroli w systemach czynnej kontroli jakości produkcji, Biuletyn konferencji nt. Statystyczna kontrola jakości w przemyśle wyrobów metalowych, Kraków–Łańcut, s. 58–72.

Kontrola jakości wyrobów śrubowych w toku produkcji, Biuletyn konferencji nt. Statystyczna kontrola jakości w przemyśle wyrobów metalowych (współautor: Henryk Baranek), Kraków–Łańcut, s. 73–88.

1980

Nomogramy do wyznaczania parametrów procedur statystycznych stosowanych w kontroli wadliwości produkcji, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 127, s. 43–59.

1981

Wyznaczanie i weryfikacja parametrów hipotetycznego rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej diagnostycznej w statystycznej kontroli jakości wykonania, Sprawozdania z posiedzeń komisji naukowych PAN, s. 99–100.

Weryfikacja samokontroli w systemach czynnej kontroli jakości wykonania (współautor: Alina Karska), Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 138, s. 89–113.

1982

Wyznaczanie i weryfikacja krytycznego rozkładu prawdopodobieństwa w statystycznej kontroli jakości wykonania w toku produkcji, Zeszyty Naukowe AE we Wrocławiu, nr 215, s. 241–250.

Ocena wadliwości produktu na podstawie pomiarów pośrednich, Biuletyn konferencji nt. Metody statystyczne w kontroli jakości w hutnictwie, Naczelna Organizacja Techniczna, Kraków, s. 134–151.

1983

O pewnych ograniczeniach kwalimetrii (współautor: Michał Abrahamowicz), Biuletyn konferencji nt. Ilościowe metody oceny jakości towarów rynkowych, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 7–14.

Projektowanie i badanie systemów czynnej kontroli jakości wykonania (współautor: Zbigniew Paszek), Biuletyn konferencji nt. Ilościowe metody oceny jakości towarów rynkowych, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 37–44.

Postupak oko verifikacije efikasnosti sistema samokontrola kvaliteta proizvoda (współautor: Zbigniew Paszek), Univerzitet „Svetozar Marković” u Kragujevcu, Godišnjak, s. 395–401.

1984

Czy mierniki syntetyczne (są miarami jakości)? (współautor: Michał Abrahamowicz), Problemy Jakości, nr 3, s. 19–24.

Analiza addytywnego modelu kwalimetrycznego (współautor: Michał Abrahamowicz), Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 191, s. 5–28.

Relacje zgodności w kontroli jakości wykonania, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 191, s. 45–59.

Cusum control procedures for fraction defective (współautorzy: Zbigniew Paszek, Andrzej Sokołowski), Statistička Revija, rocznik XXXV, nr 3–4, s. 264–271.

Współczynnik korelacji liniowej jako miara sprawności diagnostycznej metod kontroli jakości wykonania, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 213, s. 117–127.

Koszty kontroli jakości za pomocą procedur o niepełnej sprawności diagnostycznej, Biuletyn II konferencji nt. Metody statystyczne w kontroli jakości i sterowaniu jakością w hutnictwie, Naczelna Organizacja Techniczna, Kraków, s. 117–127.

1986

Sistem sprovođenja aktivne kontrole kvaliteta u metaloprerađivačkoj industriji (współautor: Zbigniew Paszek), Zastava, Stručni Časopis Zavoda „Crvena Zastava” za nauku u praksi, Kragujevac, Godina IV, broj 13, s. 45–52.

Verifikacija samokontrola, Ekonomski Glasnik u Sarajevu, rocznik XXXVI, nr 3, s. 273–283.

1987

Ocena wadliwości partii lub strumienia wyrobu sztukowego za pomocą procedur kontrolnych o niepełnej sprawności diagnostycznej, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 228, s. 35–52.

1988

Sprawność diagnostyczna i błędy kwalifikacji w statystycznej kontroli jakości, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 263, s. 91–105.

Opróbkowanie procesów produkcyjnych (współautor: Jan Steczkowski), Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 263, s. 19–32.

O empirycznej estymacji parametru rozkładu dwupunktowego, Sprawozdania z posiedzeń komisji naukowych PAN, Oddział w Krakowie, s. 80–81.

1989

Badanie stabilności wartości oczekiwanej zmiennej diagnostycznej o rozkładzie normalnym za pomocą procedur sum skumulowanych (współautor: Alina Karska), Przegląd Statystyczny, R. XXXVI, Z. 1, s. 19–30.

1990

Optymalizacja procedur kontroli jakości w toku produkcji (współautor: Zbigniew Paszek), Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 315, s. 5–21.

Symulacyjne badania długości przebiegu w procesie kontroli wartości oczekiwanej normalnej zmiennej losowej za pomocą procedur sum skumulowanych (współautor: Alina Karska), Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 315, s. 25–44.

1991

Symulacyjne wyznaczanie charakterystyk operacyjnych procedur statystycznej kontroli jakości (współautor: Piotr Stefanów), Warsztaty Symulologiczne, Polskie Towarzystwo Symulologiczne, Kraków–Warszawa–Katowice–Wrocław, nr 5, s. 17.

1992–1993

Koszty jakości, Folia Oeconomica Cracoviensia, vol. XXXV–XXXVI, s. 83–98.

1993

Procedury kontrolne sum skumulowanych dla zmiennych diagnostycznych o wykładniczym rozkładzie prawdopodobieństwa, w: I Sympozjum Klubu „Polskie Forum ISO 9000”, Porąbka–Kozubnik, s. III-7-III-17.

Sekwencyjne procedury kontrolne dla zero–jedynkowych zmiennych diagnostycznych, I Seminarium: „Metody Sterowania Jakością”, 40 lat Politechniki Lubelskiej i Wydziału mechanicznego, Katedra Automatyzacji Politechniki Lubelskiej.

1994

Model procesu bieżącej kontroli jakości, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 418, s. 107–122.

Procedury kontrolne sum skumulowanych dla zmiennych diagnostycznych o wykładniczym rozkładzie prawdopodobieństwa, w: *O związkach demografii, statystyki i ekonometrii*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 119–133.

Optymalizacja procedur statystycznej kontroli procesów, w: *XI Seminarium Ekonometryczne. Materiały z XXIX Konferencji Statystyków, Ekonometryków i Matematyków Akademii Ekonomicznych Polski Południowej*, zorganizowanej przez Katedrę Statystyki AE w Krakowie (Trzemeśnia, 24–26.03.1993 r.).

1994–1995

Mikroekonomiczne i marketingowe uwarunkowania zarządzania jakością, *Folia Oeconomica Cracoviensia*, vol. XXXVII–XXXVIII, s. 122–132.

1995

Rola jakości produktu w procesie decyzyjnym konsumenta, w: *Optymalizacja jakości wyrobów*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 34–46.

1996

Statystyczna analiza wydolności procesu, *Normalizacja*, nr 8, s. 4–8.

Decyzyjny rachunek kosztów w zarządzaniu jakością, w: *Nowoczesne zarządzanie przedsiębiorstwem*, Politechnika Zielonogórska, s. 213–220.

1997

Karta kontrolna regresji jako narzędzie sterowania kosztami, w: *Problemy rachunkowości zarządczej a polskie prawo bilansowe; materiały na konferencję naukową*, Uniwersytet Szczeciński i Akademia Rolnicza w Szczecinie, s. 23–27.

Karta kontrolna jako narzędzie statystycznego sterowania procesami, w: *Nowoczesne zarządzanie przedsiębiorstwem*, Politechnika Zielonogórska, s. 430–439.

Dokładność metod pomiarowych, w: *Metody statystyczne w metalurgii i odlewnictwie*, III Konferencja naukowo-techniczna, Kraków–Raba Niżna, s. 193–185.

1998

Cena i jakość projektowanego produktu w docelowym rachunku kosztów, w: *Nowoczesne zarządzanie przedsiębiorstwem*, Politechnika Zielonogórska, s. 136–147.

Uogólniona ocena dokładności metod badawczych, w: *Jakość papieru paszportem w XXI wiek*, Materiały Sympozjum Stowarzyszenia Papierników Polskich, Kraków, s. VIII-1 do VIII-7.

1999

Optymalizacja systemów operacyjnego sterowania jakością, w: *Nowoczesne zarządzanie przedsiębiorstwem*, Politechnika Zielonogórska, s. 358–370.

Wykorzystanie testów wzorca przebiegu w statystycznym sterowaniu procesami (współautor: Piotr Stefanów), *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, nr 874, s. 199–207, (referat wygłoszony na konferencji zorganizowanej przez Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego, Rytno).

Optymalizacja systemów sterowania jakością, Referat wygłoszony na posiedzeniu Komisji Nauk Ekonomicznych PAN, Oddział w Krakowie.

1998–1999

Ocena ekonomicznej efektywności systemów operacyjnego sterowania jakością, *Folia Oeconomica Cracoviensia*, vol. XLI–XLII, s. 83–93.

2000

Price and Quality of a New Product in Target Costing, *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie*, nr 553, s. 27–36 (referat wygłoszony na Międzynarodowym sympozjum nt. Współczesne problemy rachunkowości, zorganizowanym z okazji XXV-lecia współpracy Akademii Ekonomicznej w Krakowie z Grand Valley State University).

2000

Symulacyjna analiza rentowności systemów operacyjnego sterowania jakością (współautor: Michał Major), Referat wygłoszony na posiedzeniu Komisji Nauk Ekonomicznych PAN, Oddział w Krakowie.

Metody statystyczne w zarządzaniu jakością, w: *Metody statystyczne w zarządzaniu jakością*, StatSoft Polska, Kraków, s. 13–32 (referat wygłoszony na sympozjum naukowym).

Błędy kwalifikacji jako podstawa oceny dokładności systemów pomiarowych stosowanych w zarządzaniu jakością (referat wygłoszony na konferencji zorganizowanej przez Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego, Ustroń).

2001

Błędy kwalifikacji jako podstawa oceny rzetelności systemów pomiarowych stosowanych w zarządzaniu jakością, *Normalizacja*, nr 5, s. 3–11.

Średnie ruchome ważone, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, nr 942, s. 376–385, 2002 (referat wygłoszony na konferencji zorganizowanej przez Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego, Łądek Zdrój).

Karty kontrolne Shewharta z możliwością akceptacji procesu, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, nr 320, s. 35–48.

2002

Jakościowy próg rentowności, w: *Zarządzanie przedsiębiorstwem XXI wieku*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 285–294.

Decyzyjny rachunek kosztów jakości, w: *Koszty jakości w zarządzaniu jakością*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 89–104.

Rola jakości produktu w procesie zarządzania firmą, w: *Ekonomia nie tylko dla wtajemniczonych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, s. 71–79.

2003

Quantitative and qualitative breakeven point General Accounting Theory; in statu nascendi, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 345–356.

2004

Ocena poziomu jakości typu, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 643, s. 21–35.

Ilościowo-jakościowy próg rentowności, Folia Oeconomica Cracoviensia, vol. XLIII–XLIV, s. 51–62.

Relacje zgodności w procedurach wielokryterialnej oceny jakości wykonania, Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, s. 143–157.

2005–2006

Monitorowanie procesów binarnych, Folia Oeconomica Cracoviensia, vol. XLVI–XLVII, s. 103–116. Referat został przedstawiony na posiedzeniu Komisji Ekonomicznej i Komisji Statystyczno-Demograficznej Krakowskiego Oddziału PAN.

2007

Rzetelność metod pozyskiwania i generowania informacji binarnych, w: *Pomiar w naukach społecznych*, Śląskie Wydawnictwa Naukowe Wyższej Szkoły Zarządzania i Nauk Społecznych w Tychach, s. 65–79.

Metoda oceny rynkowych szans nowego produktu, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Zarządzanie jakością i środowiskiem jako determinanty doskonalenia organizacji, nr 1177, s. 193–205. Artykuł został przedstawiony w formie referatu pt. *Ocena szans rynkowych nowego produktu*, na konferencji „Przywództwo na rzecz doskonałości” (2006 r.), zorganizowanej przez Akademię Ekonomiczną we Wrocławiu — Wydział Gospodarki Regionalnej i Turystyki w Jeleniej Górze.

Statystyczne metody analizy procesów binarnych, w: *Finansowe uwarunkowania decyzji ekonomicznych*, Wydział Ekonomii i Zarządzania Krakowskiej Szkoły Wyższej

im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego, Kraków, s. 41–61. Artykuł ten został przedstawiony w formie referatu na konferencji „Państwo, Gospodarka, Społeczeństwo”, zorganizowanej przez Krakowską Szkołę Wyższą im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego.

Sterowanie procesami za pomocą sekwencyjnych procedur kontrolnych, w: *Nowe metody statystyczne wspomagające zarządzanie jakością*, Oddział Polskiej Akademii Nauk w Poznaniu, s. 80–98.

2008

Analiza wydolności procesów dla potrzeb zarządzania jakością, w: *Zarządzanie rozwojem ekonomicznym; wybrane aspekty*, Krakowskie Towarzystwo Edukacyjne, Sp. z o.o. — Oficyna Wydawnicza AFM, Kraków, s. 415–428.

2008–2009

Monitorowanie procesów binarnych za pomocą kart kontrolnych sum skumulowanych, Folia Oeconomica Cracoviensia, vol. XLIX–L, s. 71–90.

2009

Monitorowanie jakości pracy, w: *Koszty jakości zarządzania kapitałem ludzkim a ryzyko personalne* (red. A. Lipka, S. Waszczak), Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, s. 133–143.

Problem histerezy w badaniach zjawisk ekonomicznych, w: *Narzędzia zarządzania w obliczu kryzysu; wybrane aspekty*, Wydział Ekonomii i Zarządzania Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego, s. 109–120.

2011

Analiza wielowymiarowych procesów binarnych jako metoda wspomagania decyzji menedżerskich w zarządzaniu jakością, w: *Przedsiębiorcze aspekty rozwoju organizacji i biznesu*, Oficyna Wydawnicza AFM, Kraków, s. 213–245.

Rola statystyki w życiu społeczeństwa i funkcjonowaniu państwa, w: *Państwo i Społeczeństwo — z problematyki ekonomii i zarządzania*, rok IX, nr 2, Kraków, s. 105–132.

DZIAŁALNOŚĆ NA RZECZ ROZWOJU MŁODEJ KADRY NAUKOWEJ

1994

Promotor przewodu doktorskiego mgr inż. Jadwigi Stobieckiej, asystenta w Zakładzie Towaroznawstwa Ogólnego i Zarządzania Jakością Instytutu Towaroznawstwa Akademii Ekonomicznej w Krakowie, pt. *Metody ustalania kryteriów oceny jakości towarów*.

1995

Promotor przewodu doktorskiego mgr. Piotra Stefanowa, asystenta w Katedrze Informatyki Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie, pt. *Własności operacyjne wybranych procedur statystycznej kontroli jakości*.

2000

Promotor przewodu doktorskiego mgr. Mariusza Dymka, asystenta w Katedrze Informatyki Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie, pt. *Zarządzanie jakością oprogramowania komputerowego*.

2001

Promotor przewodu doktorskiego mgr. Michała Majora, asystenta w Katedrze Statystyki Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie, pt. *Mikro-ekonomiczne i marketingowe aspekty zarządzania jakością*.

Recenzje rozpraw doktorskich i habilitacyjnych

1998

Recenzja rozprawy doktorskiej Ali Mashat'a Deeb'a, doktoranta w Instytucie Badań Systemowych Polskiej Akademii Nauk w Warszawie, pt. *Optima Economic Design of chart for Quality Control of Finite Production Runs*.

1999

Recenzja rozprawy doktorskiej mgr. Piotra Wójtowicza, asystenta w Katedrze Rachunkowości Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie, pt. *Identyfikacja i pomiar źródeł zyskowności jednostki gospodarczej przy zastosowaniu modelu rachunkowości trójwymiarowej*.

2001

Recenzja rozprawy habilitacyjnej i dorobku naukowego dr. inż. Marcina Sikorskiego, opracowana na zlecenie dziekana Wydziału Zarządzania i Informatyki Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.

2003

Recenzja rozprawy habilitacyjnej i dorobku naukowego dr. inż. Zofii Kolek, adiunkta w Katedrze Metrologii i Analizy Instrumentalnej Wydziału Towaroznawstwa Akademii Ekonomicznej w Krakowie, opracowana na zlecenie dziekana Wydziału Towaroznawstwa Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

2004

Recenzja rozprawy doktorskiej mgr. Cypriana Kozyry pt. *Metody analizy i oceny jakości usług*, asystenta Katedry Statystyki i Cybernetyki Ekonomicznej Wydziału Zarządzania i Informatyki Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.

2005

Recenzja rozprawy habilitacyjnej i dorobku naukowego dr. Andrzeja Dury, opracowana na zlecenie dziekana Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

2006

Recenzja rozprawy doktorskiej mgr. inż. Adama Lichoty pt. *Prognozowanie krótko-terminowe na lokalnym rynku energii elektrycznej*, opracowana na zlecenie dziekana Wydziału Zarządzania AGH im. Stanisława Staszica.

2008

Recenzja rozprawy habilitacyjnej i dorobku naukowego dr. Grzegorza Kończaka, opracowana na zlecenie dziekana Wydziału Zarządzania Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach.

Pozostałe recenzje

1999

Recenzja opracowania pt. *Symulacyjny model spekulacji giełdowej SPEK 12*, autorstwa prof. dr. hab. Bogusława Wąsika. Recenzowane opracowanie powstało w ramach badań statutowych Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

Recenzja opracowania pt. *Wybrane sposoby zarządzania i sterowania jakością*, autorstwa dr. G. Konczaka, pracownika nauki Akademii Ekonomicznej w Katowicach, przygotowana w ramach badań statutowych tej Uczelni.

2000

Recenzja artykułu pt. *Jednostki długości w wersetach biblijnych — Nowy Testament*, autorstwa dr. R.M. Olejnika, pracownika nauki Politechniki Częstochowskiej, przygotowana na zlecenie Komitetu Organizacyjnego Międzyuczelnianej Konferencji Metrologów MKM'2000.

Recenzja opracowania pt. *Chaos deterministyczny w badaniu dynamiki systemów ekonomicznych*, autorstwa prof. AE dr. hab. inż. Jacka Wołoszyna, przygotowana w ramach badań statutowych Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

Recenzja skryptu pt. *Wykorzystanie kart kontrolnych w statystycznej kontroli jakości*, autorstwa dr. G. Konczaka, pracownika nauki Akademii Ekonomicznej w Katowicach, przygotowana na zlecenie Wydawnictwa tej Uczelni.

Recenzja opracowania pt. *Wykorzystanie kart kontrolnych do oceny wielkości ilorazowych*, autorstwa dr. Grzegorza Kończaka, pracownika nauki Akademii Ekonomicznej w Katowicach, przygotowana na zlecenie Działu Badań Naukowych tej Uczelni.

2001

Recenzja projektu badawczego KBN 5HO2D009 21, pt. *Zarządzanie zmiennością — klucz do zarządzania jakością* (autor: dr hab. inż. Jan Myszewski).

2002

Recenzja opracowania pt. *Zastosowanie metod sztucznej inteligencji i data mining na rynkach finansowych*, przygotowanego przez zespół pod kierownictwem dr. hab. Pawła Luli, w ramach badań statutowych Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

2003

Recenzja artykułu pt. *Analiza kosztów kontroli odbiorczej w przypadku występowania błędów kwalifikacji*, autorstwa dr. Grzegorza Kończaka, pracownika nauki Akademii Ekonomicznej w Katowicach.

Recenzja projektu badawczego KBN 2 H02D 085 25, pt. *Dobór metody do statystycznego sterowania procesami w przedsiębiorstwach branży spożywczej*, (kierownik projektu: dr hab. inż. Eugeniusz Krzemień).

2004

Recenzja książki pt. *Zarządzanie przez jakość. Koncepcje, metody, studia przypadków*, Praca zbiorowa pod redakcją Ewy Konarzewskiej-Gubały, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.

Recenzja wydawnicza książki pt. *Podstawy statystyki*, autorstwa Jolanty Kurkiewicz i Marcina Stanowskiego, przewidzianej do wydania w ramach serii Materiały Dydaktyczne Krakowskiej Szkoły Wyższej im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego, opracowana na zlecenie Działu Wydawnictw tej Szkoły.

2009

Recenzja wydawnicza monografii Jerzego Wawrzynka pt. *Planowanie eksperymentów zorientowane na doskonalenie jakości produktu*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.

Recenzja wydawnicza monografii Romana A. Tabisza pt. *Walidacja przemysłowych procesów pomiarowych*, przygotowana na zlecenie prorektora ds. ogólnych Politechniki Rzeszowskiej im. Ignacego Łukasiewicza.

**FOLIA OECONOMICA CRACOVIENSIA
POD REDAKCJĄ ANDRZEJA IWASIEWICZA
(ANALIZA BIBLIOMETRYCZNA)**

ANNA OSIEWALSKA

Biblioteka Główna Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie
e-mail: osiewa@uek.krakow.pl

JACEK OSIEWALSKI

Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie
e-mail: eosiewa@cyf-kr.edu.pl

ABSTRACT

A. Osiewalska, J. Osiewalski. *"Folia Oeconomica Cracoviensia" when Andrzej Iwasiewicz was the Editor (Bibliometric Analysis)*. *Folia Oeconomica Cracoviensia* 2013, 54: 35–56.

In the article we use bibliometric methods to present and analyse the content and impact of the issues of *Folia Oeconomica Cracoviensia* covering the period 2000–2012. Those 8 issues were prepared when Professor Andrzej Iwasiewicz was the editor in-chief of the journal.

STRESZCZENIE

Celem pracy jest prezentacja i analiza bibliometryczna zawartości i oddziaływania 8 tomów czasopisma za lata 2000–2012, przygotowywanych gdy redaktorem naczelnym był Profesor Andrzej Iwasiewicz.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

bibliometrics, co-citation analysis, bibliographic coupling analysis
bibliometria, analiza powiązań bibliograficznych, analiza współcytowań

1. WPROWADZENIE

Profesor Andrzej Iwasiewicz przejął redakcję czasopisma *Folia Oeconomica Cracoviensia* (FOC) po profesorze Januszu Maciaszku, który zmarł w grudniu 2001 roku. Okres, w którym prof. A. Iwasiewicz był redaktorem naczelnym rozpo-

czął się przygotowaniem poczwórnego rocznika za lata 2000–2003, a zakończył w roku 2012 wraz ze śmiercią Profesora. Ostatni rocznik *FOC* został skompletowany i wydany już bez Jego obecności. Do roku 2007 *Folia* były wciąż pismem wydawanym wyłącznie przez Komisję Nauk Ekonomicznych i Statystyki krakowskiego oddziału Polskiej Akademii Nauk. Począwszy od roku 2007 współwydawcą jest Krakowska Szkoła Wyższa (obecnie Krakowska Akademia) im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego. Stało się to z inicjatywy redaktora naczelnego, równocześnie profesora tej uczelni.

Celem pracy jest prezentacja i analiza za pomocą metod bibliometrii (zob. Osiewalska (2009)) zawartości i oddziaływania tomów czasopisma *Folia Oeconomica Cracoviensia* z lat 2000–2012. Przedstawiamy m.in. produktywność czasopisma i cytowalność artykułów opublikowanych w nim w tym czasie. Łączna analiza związków pomiędzy artykułami *Foliów* i dokumentami, które są w nich cytowane, a także pomiędzy autorami *Foliów* i autorami przez nich przywołanymi w przypisach, służy do przybliżenia specjalizacji czasopisma. Efektem tej analizy jest wydobycie nurtów badawczych podejmowanych na łamach *FOC* i przedstawienie źródeł literaturowych stanowiących bazę tych badań. Dane do analiz pochodzą z baz prowadzonych przez Bibliotekę Główną Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie: *BazEkon* i *Cytowania*.

W badanym okresie ukazało się 8 zeszytów *Foliów*, w których opublikowano 48 artykułów:

- 2000–2003 vol. 43–44 (6 artykułów, w tym 2 wspomnieniowo-historyczne)
- 2004 vol. 45 (6 artykułów, w tym 1 wspomnieniowo-historyczny)
- 2005–2006 vol. 46–47 (8 artykułów, w tym 1 historyczno-bibliograficzny)
- 2007 vol. 48 (7 artykułów, w tym 1 wspomnieniowy)
- 2008–2009 vol. 49–50 (7 artykułów)
- 2010 vol. 51 (4 artykuły)
- 2011 vol. 52 (5 artykułów i jedna recenzja)
- 2012 vol. 53 (5 artykułów)

Autorami 48 artykułów jest 39 osób. Większość stanowią prace napisane przez pojedynczego autora (34 artykuły), pozostałych 14 to wspólne prace dwóch autorów. Autorów więcej niż jednego artykułu przedstawiono w tabeli 1, w której uszeregowano ich według punktacji uwzględniającej współautorstwo (1 punkt za pracę samodzielną, 0,5 punktu za wspólną), podając również łączną liczbę artykułów (stosowaną jako kolejne kryterium uporządkowania). Językiem większości opublikowanych artykułów (42) jest język polski. Jedyńm innym językiem artykułów *Foliów* jest język angielski, w którym opublikowano 6 prac (12,5%), po jednej w sześciu z omawianych ośmiu zeszytów.

Tabela 1

Autorzy więcej niż jednego artykułu w FOC w latach 2000–2012

l.p.	Autor	liczba punktów	liczba artykułów
1	Wróbel-Rotter Renata	4,5	5
2	Pipień Mateusz	4	4
3	Iwasiewicz Andrzej	3	3
4	Gurgul Henryk	2,5	5
5	Osiewalski Jacek	2	4
6	Marzec Jerzy	2	3
7	Kosiorowski Daniel	2	2
8	Osiewalska Anna	2	2
9	Majdosz Paweł	1,5	3
10	Pajor Anna	1,5	2

2. CHARAKTERYSTYKA BIBLIOGRAFII ZAŁĄCZNIKOWEJ ARTYKUŁÓW PUBLIKOWANYCH W FOC

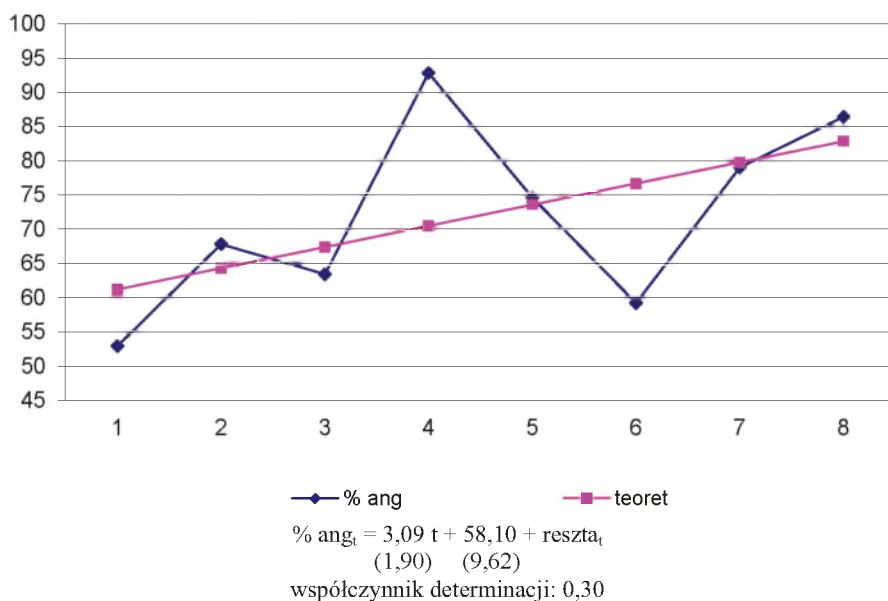
Autorzy artykułów zamieścili 1217 przypisów literaturowych, z czego aż 29,2% stanowią przypisy w czterech samodzielnych artykułach najczęściej publikującego autora. Te cztery artykuły stanowią 8,33% wszystkich artykułów. Najczęściej publikujący autor, swoimi licznymi odwołaniami do literatury, najsilniej i ponad proporcjonalnie wpłynął na analizę cytowań w pracach *Foliów*. Podstawowe dane o cytowaniach przedstawiono w tabeli 2, gdzie podano w szczególności liczbę (i udział w całości) odwołań do artykułów z czasopism oraz odwołań do pozycji w dwóch dominujących językach — angielskim i polskim.

Jak widzimy, przeważają odwołania do publikacji w języku angielskim (940 odwołań, tj. 77,2% cytowań ogółem). Poprzez dopasowanie liniowej funkcji trendu (do udziałów obserwowanych w kolejnych ośmiu zeszytach) sprawdzamy, czy udział tych cytowań zwiększa się w kolejnych latach. Wyniki estymacji metodą najmniejszych kwadratów wskazują na możliwość rosnącego trendu udziału cytowań w języku angielskim w cytowaniach ogółem (rys. 1), choć dopasowanie jest słabe, a średni błąd szacunku współczynnika kierunkowego (w nawiasie pod oszacowaniem) jest bardzo duży. Analogiczna próba oszacowania trendu liniowego w udziałach (w cytowaniach ogółem) odwołań do czasopism wskazuje na brak trendu. Wynik tego dopasowania przedstawiono na rys. 2. Oczywiście, wyniki te mają jedynie poglądowy charakter — ze względu na krótkie szeregi danych (8 zeszytów) trudno poważnie zajmować się ich dynamiką.

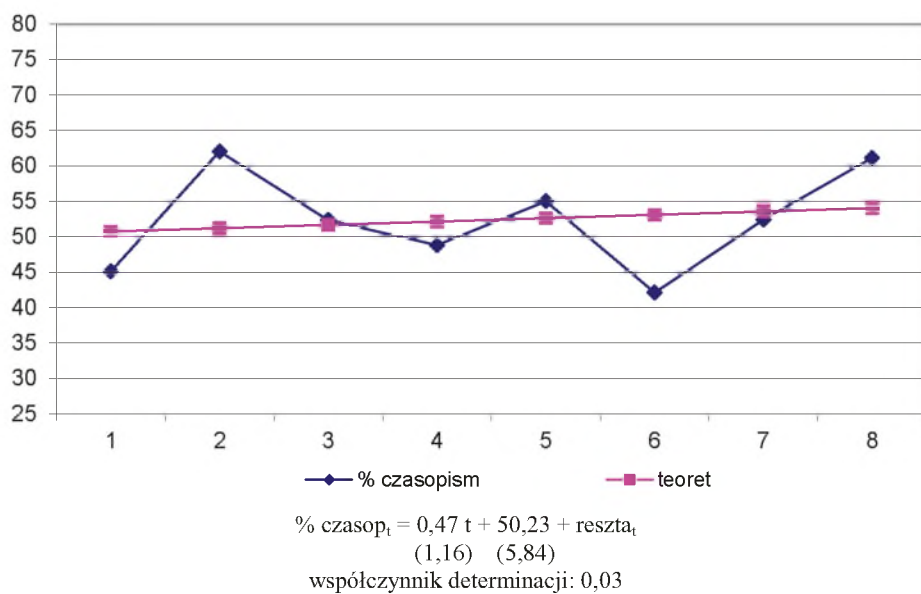
Tabela 2

Podstawowe dane o cytowaniach w *Folia Oeconomica Cracoviensia* za lata 2000–2012

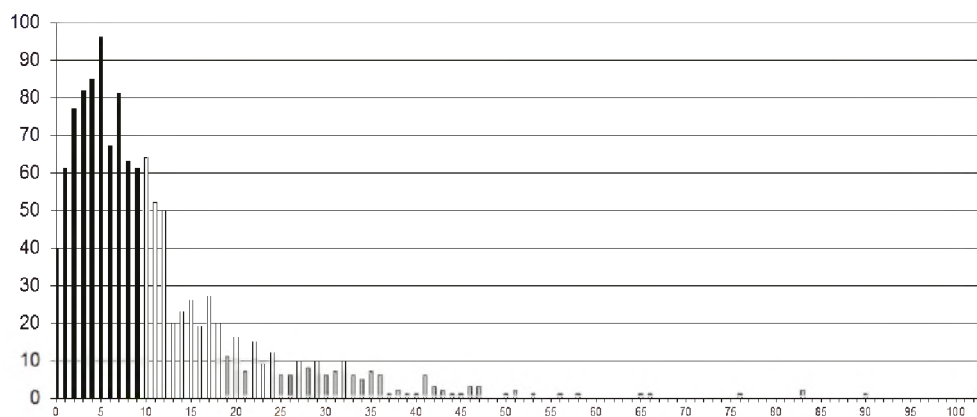
wolumin	za rok (lata)	l. art.	l. cyt.	l. cyt. z czas.	% cyt. z czas.	l. cyt. w j. ang.	% cyt. w j. ang.	l. cyt. w j. pol.	% cyt. w j. pol.
43–44	• 2000–2003	6	51	23	45,1	27	52,9	23	45,1
45	• 2004	6	121	76	62,0	82	67,8	39	32,2
46–47	• 2005–2006	8	153	79	52,3	97	63,4	56	36,6
48	• 2007	7	207	102	48,8	192	92,8	15	7,2
49–50	• 2008–2009	7	169	93	55,0	126	74,6	43	25,4
51	• 2010	4	76	32	42,1	45	59,2	30	39,5
52	• 2011	5	124	65	52,4	98	79,0	26	21,0
53	• 2012	5	316	193	61,1	273	86,4	42	13,2
	RAZEM	48	1217	663		940		274	



Rys. 1. Zmiany udziału cytowań w języku angielskim w cytowaniach ogółem



Rys. 2. Zmiany udziału cytowań z czasopism w cytowaniach ogółem



Rys. 3. Histogram wieku publikacji cytowanych

Zbadano również wiek publikacji cytowanych w *FOC* w okresie 2000–2012. Rozkład wieku publikacji cytowanych przybliżono histogramem na wspólnej osi czasu, w której rokiem zerowym jest rok wydania rocznika (rys. 3). Histogram przedstawia zsumowane po rocznikach *FOC* liczby cytowań z okresów 0, -1, -2, itd. (reprezentowanych na osi odciętych jako 0, 1, 2, ..., przy czym 0 oznacza cytowania z bieżącego okresu, 1 — cytowania publikacji sprzed roku, 2 — sprzed dwóch lat itd.). W badanych 8 zeszytach najczęstsze były cytowania starsze o 5 lat w stosunku do roku wydania zeszytów *FOC*, 49% cytowań ma wiek krótszy niż 10 lat, jednak cytowania dzieł klasycznych, znacznie starszych mają istotny udział — prawostronna asymetria rozkładu jest duża.

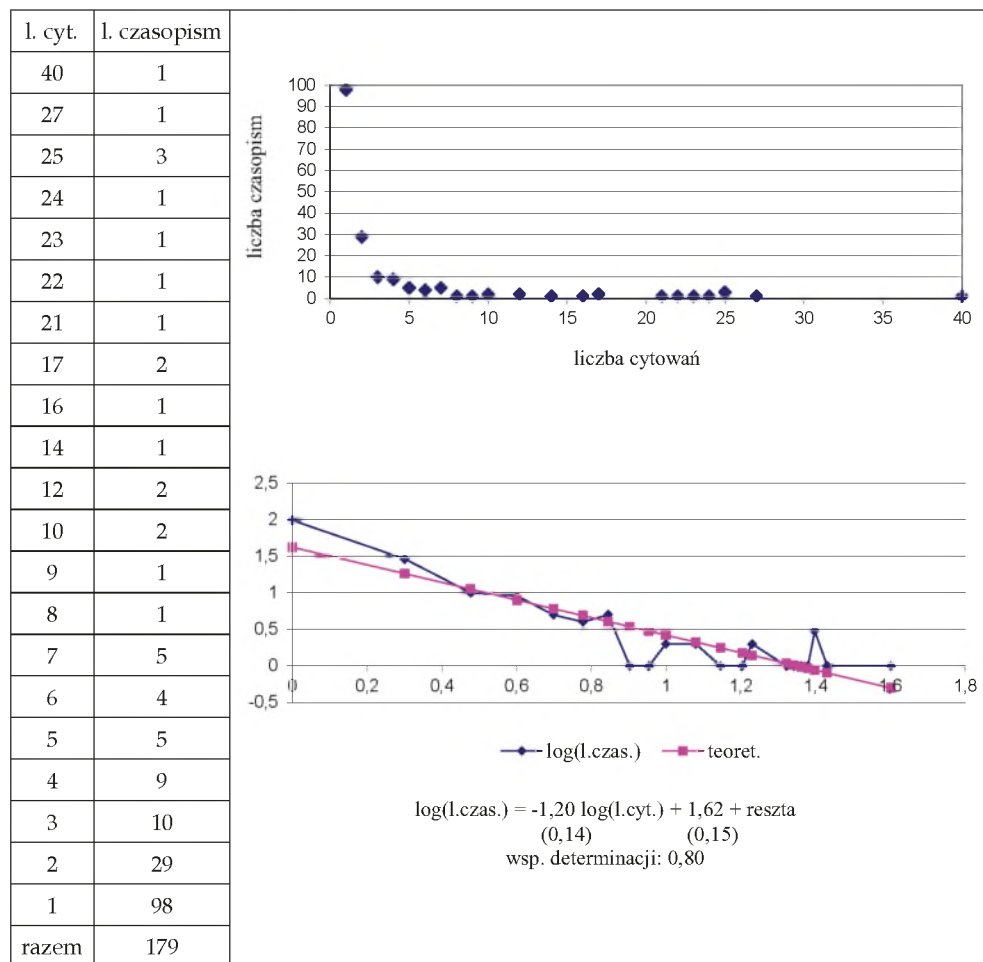
Cytowane czasopisma

Ponad połowę wszystkich odwołań do literatury (663) stanowią odniesienia do artykułów z czasopism, w sumie pochodzących z 179 tytułów (po scaleniu odwołań do czasopism, które w badanym okresie zmieniły tytuł — np. w związku ze zmianą nazwy instytucji, która jest wydawcą). Liczba y czasopism uzyskujących ustaloną, obserwowaną liczbę x cytowań w *FOC*, przedstawiana w tabeli 3, jest zgodna z prawem Lotki, sformułowanym w bibliometrii jako podobieństwo tej zależności do funkcji potęgowej (z wykładnikiem ujemnym), postaci $y = c x^a$ ($a < 0$), czyli $\log(y) = a \log(x) + b$, gdzie $b = \log(c)$; stosujemy logarytmy dziesiętne.

Przedstawione w tabeli 4 tytuły najbardziej wpływowych czasopism to wszystkie czasopisma, które cytowane były w *Folia Oeconomica Cracoviensia* co najmniej 6 razy (uporządkowane według wartości H , potem liczby cytowań, następnie alfabetycznie). Zazwyczaj arbitralnie przyjmowana wielkość progu ustalona została teraz na poziomie 6, aby lista czasopism spełniających ten jeden warunek jednocześnie zawierała wszystkie 17 czasopism, dla których indeks Hirscha H , wyliczony na cytowaniach w *Folia Oeconomica Cracoviensia*, jest większy od 1 (czasopismo *Journal of International Economics* ma $H = 2$ i jednocześnie 6 cytowań). Wartość H dla czasopisma X jest to największa liczba h , spełniająca warunek, że h artykułów z czasopisma X było cytowanych przynajmniej h razy każdy.

Indeks Hirscha to bardzo ważny wskaźnik wpływu łączący liczbę cytowań z liczbą cytowanych artykułów (pośrednio z produktywnością czasopisma). W świetle interpretacji tego indeksu $H = 1$ to wartość nieistotna. Indeks początkowo skonstruowany był tylko dla autorów, szybko jednak zaczął być używany do pomiaru wpływu czasopism. Może być również stosowany do pomiaru wpływu innych czasopism na badane czasopismo. Obrazuje wówczas nie całkowity, lecz fragmentaryczny wpływ tych czasopism na autorów publikujących w badanym czasopiśmie.

Tabela 3

Cytowalność czasopism w artykułach *Folia Oeconomica Cracoviensia*

Tytuły najbardziej wpływowych czasopism

l.p.	tytuł cytowanego czasopisma	l. cytowań	H	l. cyt. artykułów	l. artykułów cytowanych co najmniej 2 razy
1	<i>Journal of Econometrics</i>	40	3	31	5
2	<i>Journal of Monetary Economics</i>	25	3	16	6
3	<i>Przegląd Statystyczny</i>	27	2	19	6
4	<i>Econometrica</i>	25	2	18	5
5	<i>Journal of the American Statistical Association</i>	25	2	17	6
6	<i>Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie/ Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie</i>	24	2	16	8
7	<i>Journal of Business and Economic Statistics</i>	23	2	19	3
8	<i>Annals of Statistics</i>	22	2	14	5
9	<i>Journal of Finance</i>	21	2	18	2
10	<i>American Economic Review</i>	17	2	13	3
11	<i>Journal of Economic Dynamics and Control</i>	17	2	12	5
12	<i>Journal of Applied Econometrics</i>	16	2	9	5
13	<i>International Economic Review</i>	14	2	11	2
14	<i>Folia Oeconomica Cracoviensia</i>	12	2	10	2
15	<i>Journal of Political Economy</i>	12	2	8	4
16	<i>Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics (CEJEME)</i>	10	2	5	3
17	<i>Journal of International Economics</i>	6	2	4	2
18	<i>Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu/ Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu</i>	10	1	9	1
19	<i>Ekonomista</i>	9	1	8	1
20	<i>Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica</i>	8	1	7	1
21	<i>Computational Economics</i>	7	1	6	1
22	<i>Econometric Reviews</i>	7	1	5	1
23	<i>European Journal of Operational Research</i>	7	1	7	0
24	<i>Journal of the Royal Statistical Society Series B</i>	7	1	6	1
25	<i>Kwartalnik Statystyczny</i>	7	1	7	0
26	<i>Economic Systems Research</i>	6	1	6	0
27	<i>European Economic Review</i>	6	1	5	1
28	<i>Journal of Financial Economics</i>	6	1	5	1

Interesującym uzupełnieniem tych analiz będzie przedstawienie więcej niż jednokrotnie cytowanych w FOC artykułów z czasopism najbardziej wpływowych w sensie indeksu Hirscha.

Journal of Econometrics

I. cyt.	artykuł
4	Bollerslev T. (1986), <i>Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity</i>
3	Aigner D., Lovell C., Schmidt P. (1977), <i>Formulation and estimation of stochastic frontier production function models</i>
3	DeJong D., Ingram B., Whiteman C. (2000), <i>Bayesian approach to dynamic macroeconomics</i>
2	Koop G., Osiewalski J., Steel M. (1997), <i>Bayesian efficiency analysis through individual effects: hospital cost frontiers</i>
2	Osiewalski J., Pipień M. (2004), <i>Bayesian comparison of bivariate ARCH-type models for the main exchange rates in Poland</i>

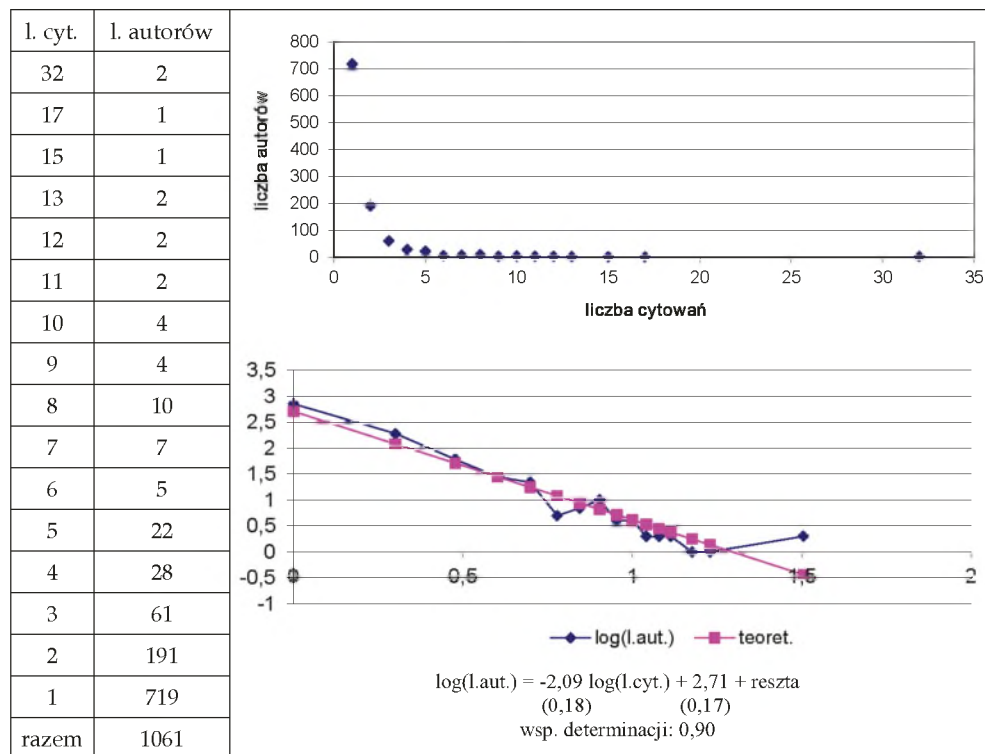
Journal of Monetary Economics

I. cyt.	artykuł
3	Ingram B., Whiteman C. (1994), <i>Supplanting the „Minnesota” prior: forecasting macroeconomic time series using real business cycle model priors</i>
3	Otrok C. (2001), <i>On measuring the welfare cost of business cycles</i>
3	Rabanal P., Rubio-Ramirez J. (2005), <i>Comparing new Keynesian models of the business cycle: a Bayesian approach</i>
2	Calvo G. (1983), <i>Staggered prices in a utility-maximizing framework</i>
2	Chang Y., Schorfheide F. (2003), <i>Labor-supply shifts and economic fluctuations</i>
2	King R., Plosser C., Rebelo S. (1988), <i>Production, growth and business cycles</i>

Zwróćmy jeszcze uwagę na liczbę autocytowań FOC, która wynosi 12 (pozycja 14 w tabeli 4). Stanowi to 1,8% odniesień do wszystkich czasopism, co jest wielkością bardzo niską.

Cytowani autorzy

Z ogólnej liczby 1217 cytowań literaturowych autocytowania stanowiły 12,8% (156). Po ich usunięciu sporządzono statystyki cytowań autorów. Liczba y autorów, uzyskujących ustaloną, obserwowaną liczbę x cytowań, może być przybliżana (zgodnie z prawem Lotki) za pomocą funkcji potęgowej $y = c x^a$ ($a < 0$), czyli $\log(y) = a \log(x) + b$, zob. tabela 5.

Cytowalność autorów w *Folia Oeconomica Cracoviensia* (bez autocytowań)

Bardziej szczegółowe dane o autorach zawarto w tabeli 6. W lewej kolumnie tabeli prezentowani są autorzy cytowani co najmniej 8 razy, wykaz w kolumnie prawej przedstawia wszystkich autorów, dla których wartość indeksu Hirscha jest większa niż 1.

Zauważyć można, że w znacznej mierze (w 43%) autorzy pokrywają się. Jest to zrozumiałe: autorzy o największej liczbie cytowań to zazwyczaj autorzy o większej liczbie cytowanych publikacji. Zestawienie dwóch list daje jednak dodatkową informację, co wyjaśnimy na przykładzie Roberta Engle i Johna Hulla. Prace noblisty R. Engle są jednymi z najczęściej cytowanych w *Foliach*, jednak tylko jedna z nich cytowana była przynajmniej dwukrotnie — zatem indeks Hirscha na tym zbiorze cytowań jest równy 1, nie ma tego autora w prawej kolumnie tabeli 6. Liczba cytowań (a nie wartość H) pokazuje w tym przypadku silny wpływ autora wielu (10) różnych prac. John Hull, którego jedna z monografii przetłumaczona została na język polski, ma w *Foliach* mniejszą ogólną liczbę cytowań (5) — nie ma go w lewej kolumnie tabeli 6. Cytowania odwołują się do dwóch prac tego autora, w tym do polskiego przekładu *Kontrakty terminowe i opcje: wprowadzenie monografii Introduction to Futures and Options Markets*.

Tabela 6

Dwa rankingi cytawalności autorów (bez autocytowań):
według liczby cytowań oraz wielkości indeksu Hirscha

Autorzy cytowani co najmniej 8 razy (przy danej liczbie cytowań uporządkowani wg wartości H , następnie alfabetycznie)			Autorzy z $H > 1$ (przy danym H uporządkowani wg liczby cytowań, następnie alfabetycznie)		
l.p.	autor	l. cyt.	l.p.	autor	H
1	Schorfheide F.	32	1	Schorfheide F.	3
2	Osiewalski J.	32	2	Whiteman C.	3
3	Rubio-Ramirez J.	17	3	Ingram B.	3
4	Lindé J.	15	4	Osiewalski J.	2
5	Fernández-Villaverde J.	13	5	Rubio-Ramirez J.	2
6	Steel M.	13	6	Lindé J.	2
7	Adolfson M.	12	7	Fernández-Villaverde J.	2
8	Bauwens L.	12	8	Steel M.	2
9	Del Negro M.	11	9	Adolfson M.	2
10	Engle R.	11	10	Bauwens L.	2
11	Whiteman C.	10	11	Sims C.	2
12	Sims C.	10	12	Villani M.	2
13	Villani M.	10	13	Pipień M.	2
14	Wouters R.	10	14	Christiano L.	2
15	Ingram B.	9	15	Lovell C.	2
16	Koop G.	9	16	Lubik T.	2
17	Pipień M.	9	17	Serfling R.	2
18	Smets F.	9	18	Zuo Y.	2
19	Bollerslev T.	8	19	DeJong D.	2
20	Christiano L.	8	20	Lubrano M.	2
21	Laseén S.	8	21	Mittnik S.	2
22	Lovell C.	8	22	Eichebaum M.	2
23	Lubik T.	8	23	Pajor A.	2
24	Schmitt-Grohé S.	8	24	Fernández C.	2
25	Serfling R.	8	25	Hull J.	2
26	Uribe M.	8	26	King R.	2
27	Zellner A.	8	27	Rachev S.	2
28	Zuo Y.	8	28	Uhlig H.	2
			29	Amemiya T.	2
			30	Evans C.	2
			31	Woodford M.	2

3. WYKORZYSTANIE BIBLIOGRAFII ZAŁĄCZNIKOWEJ DO GRUPOWANIA DOKUMENTÓW I AUTORÓW

Statystyczny opis cech artykułów z *Foliów* oraz cech cytowanej w tych artykułach literatury przedmiotu przeprowadzany był dla tych dokumentów oddzielnie. Związek między cechami dokumentów cytujących i cytowanych uwzględniono jedynie w analizie cytowań autorów, gdzie usunięto autocytowania. Przedstawimy teraz wyniki jednoczesnej, dwuwymiarowej analizy dokumentów cytowanych i cytujących oraz autorów cytowanych i cytujących. Podstawy tego podejścia przedstawione są w monografii Glänzela (2003), w której zbiorowość dokumentów cytujących oraz cytowanych (lub ich cech) modelowana jest z wykorzystaniem tzw. macierzy powiązań, w której obiekty cytujące i cytowane uzyskują reprezentację wektorową. W przypadku bezpośredniej analizy m dokumentów cytowanych i n dokumentów cytujących, macierz powiązań A jest macierzą $m \times n$ złożoną z jedynek i zer, przy czym $a_{ij} = 1$, gdy dokument cytowany nr i jest przywoływany w dokumencie cytującym nr j (jest powiązanie między i oraz j). Wiersz $a_{(i)}$ macierzy A jest wektorową reprezentacją dokumentu cytowanego nr i , ukazującą jego związki z kolejnymi (wszystkimi) dokumentami cytującymi. Kolumna $a^{(j)}$ macierzy A jest natomiast wektorową reprezentacją dokumentu cytującego (u nas: artykułu w *FOC*) nr j . W metodzie współcytowań badamy podobieństwa dokumentów cytowanych, czyli wierszy macierzy A ; dokonujemy normalizacji wszystkich wierszy, a następnie obliczamy ich iloczyny skalarne. W ten sposób uzyskujemy kwadratową symetryczną macierz R (stopnia m) niescentrowanych współczynników korelacji między wierszami macierzy A , zwaną macierzą podobieństwa dokumentów cytowanych; natomiast macierz $E_m - R$ (gdzie E_m to macierz stopnia m złożona z samych jedynek) zwana jest macierzą odmienności i stanowi podstawę grupowania dokumentów cytowanych. Obie macierze, podobieństwa i odmienności, zawierają tylko liczby z przedziału $[0, 1]$. W metodzie powiązań bibliograficznych badane są podobieństwa dokumentów cytujących, czyli kolumn macierzy A . Po normalizacji tych kolumn i obliczeniu ich iloczynów skalarnych uzyskujemy macierz R^* stopnia n , zwaną macierzą podobieństwa dokumentów cytujących, a następnie macierz odmienności $E_n - R^*$.

Grupowanie dokumentów w metodach współcytowań i powiązań bibliograficznych służy wyodrębnianiu kierunków badań, w naszym przypadku grup zagadnień reprezentowanych przez *FOC*. Podejście, które przedstawia Glänzel (2003) wywodzi się z idei Garfielda (1955), by traktować cytowania jako osobny język informacyjno-wyszukiawczy (operujący nie pojęciami lecz skojarzeniami).

Grupowanie autorów odbywa się podobnie. Zaczynamy od macierzy powiązań między autorami cytowanymi (reprezentowanymi przez wiersze) i autorami cytującymi (kolumny). Jedyna różnica polega na tym, że na przecięciu wiersza

nr i oraz kolumny nr j mamy liczbę odwołań autora cytującego nr j do autora cytowanego nr i , która może być większa niż 1. Jeśli w konstrukcji liczby odwołań uwzględniamy wagi za współautorstwo (jak w niniejszej pracy), to liczba ta nie musi być całkowita.

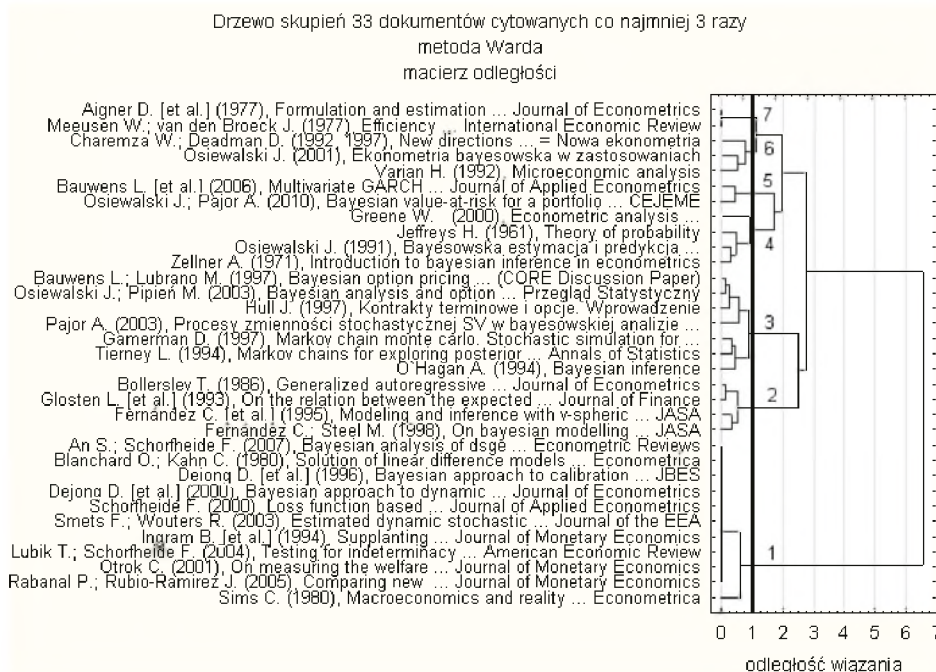
Efektem analiz w tej części artykułu są skupienia dokumentów i autorów, wykonane z wykorzystaniem metody Warda zaimplementowanej w programie *Statistica*.

Skupienia dokumentów

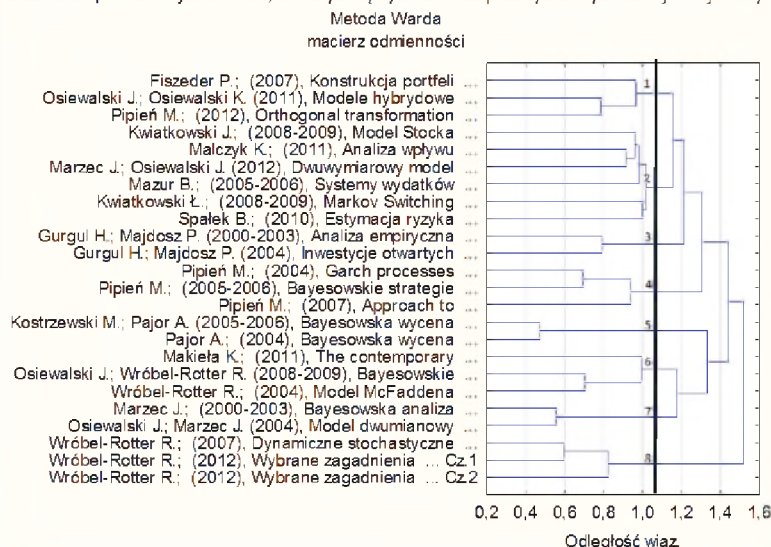
W 45 artykułach *FOC* odwołano się do 1013 różnych dokumentów (w trzech z 48 artykułów nie ma odniesień literaturowych). Rozważamy teraz wszystkie dokumenty przywoływane w *FOC*; książka *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach* zebrała 10 cytowań, co najmniej trzykrotnie przywoływano 33 prace, dokładnie dwa razy zacytowano 117 dokumentów, 863 prace zebrały tylko pojedyncze cytowania. Ze względu na prostotę i czytelność, poszukiwanie skupień dokumentów cytowanych przeprowadzono dla 33 prac przywoływanych co najmniej 3 razy.

Odwołania do 33 prac cytowanych przynajmniej 3 razy są obecne tylko w 24 artykułach *Foliów* (czyli w połowie wszystkich artykułów *FOC*). Macierz relacji między dokumentami ma wymiar 33×24 ; zawiera jedynki oznaczające związek (czyli cytowanie) oraz zera. Ze względu na jej przydatność w interpretacji wyników i niewielki wymiar, prezentujemy ją w tabeli 7, gdzie zera zostały pominięte ze względu na czytelność. Na podstawie tabeli 7 skonstruowano kwadratową macierz odmienności (odległości) dokumentów cytowanych (stopnia 33) i wyznaczono ich skupienia przedstawione na rys. 4.

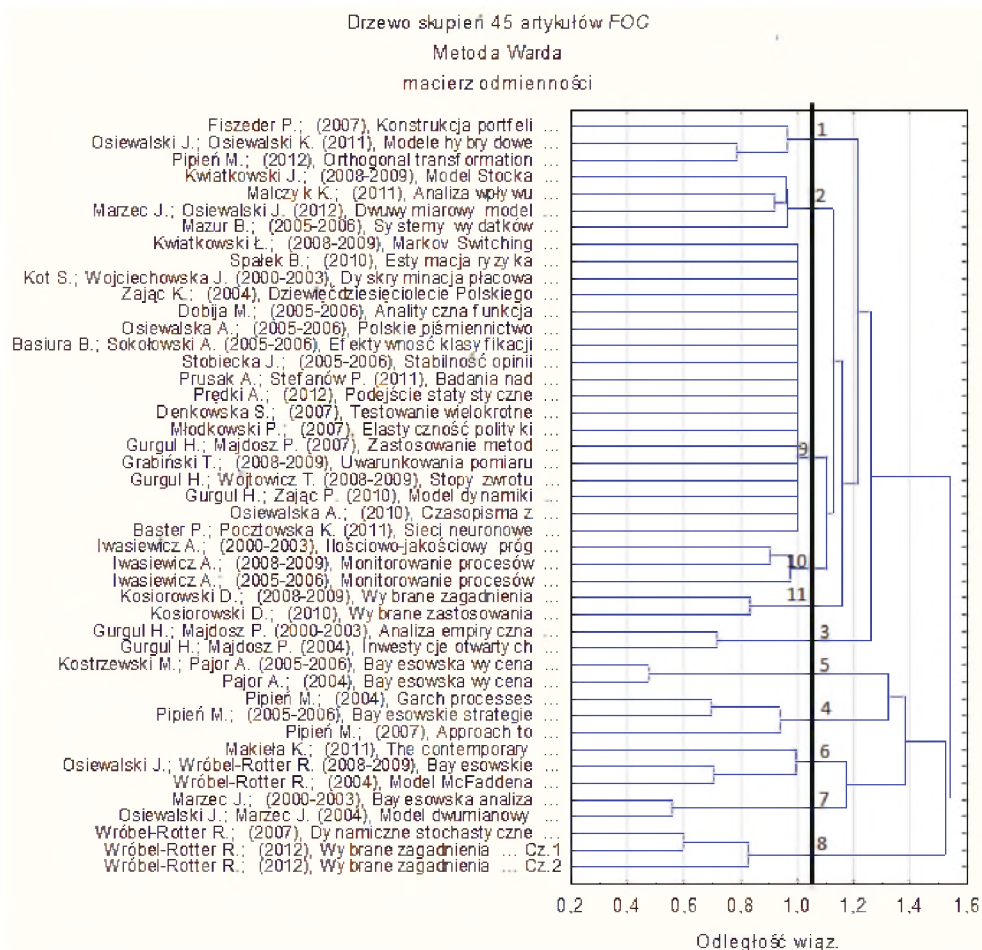
Wgląd w oryginalną macierz relacji pomiędzy dokumentami wyjaśnia odrębność dwóch dużych skupień dokumentów cytowanych. Na dole rys. 4 widzimy grupę (nr 1) bardzo sobie bliskich, bo powtarzających się u najczęściej publikującego w *Foliach* autora, odwołań z jego trzech prac poświęconych dynamicznym stochastycznym modelom równowagi ogólnej (modelom DSGE). Wątek ten nie jest podejmowany przez innych autorów *Foliów*, stąd osobność skupienia. Wydzielenie następnych skupień jest utrudnione silną reprezentacją źródeł wspólnych dla całej grupy autorów, czyli podstawowych dla nich prac z zakresu rachunku prawdopodobieństwa, wnioskowania bayesowskiego, ekonometrii i ilościowych finansów. Większość tych publikacji należy traktować jako wspólną bazę dla kierunków badawczych pozostałych 21 z analizowanych 24 artykułów *Foliów*. Dokonując odcięcia na jednostkowym poziomie odległości wiązania, identyfikujemy małe skupienia, odpowiadające dość trafnie wąskim zagadnieniom podejmowanym w tych 21 pracach w *FOC*, zwłaszcza trzem problemom ekonometrii finansowej: wyborowi rozkładu warunkowego w modelach GARCH (skupienie nr 2), analizie opcji metodami bayesowskimi (nr 3) i modelowaniu



Rys. 4. Drzewo skupień 33 dokumentów cytowanych (metoda współcytowań)

Drzewo skupień 24 artykułów *FOC*, w których są cytowania 33 prac cytowanych co najmniej 3 razyRys. 5. Drzewo skupień 24 artykułów z *Foliów* (metoda powiązań bibliograficznych)

By określić skupienia 33 dokumentów cytowanych przynajmniej trzykrotnie, wystarczyło wziąć pod uwagę tylko 24 artykuły w FOC odwołujące się do tych 33 dokumentów i ograniczyć się do niewielkiej macierzy powiązań podanej w tabeli 7. Jeśli jednak chcemy wydzielić skupienia w zbiorze 24 artykułów cytujących, to musimy uwzględnić wszystkie prace w nich przywoływane, a nie tylko te 33 dokumenty. Okazuje się, że właściwa macierz powiązań ma teraz 639 wierszy, gdyż taka jest pełna liczba prac cytowanych. Na rys. 5 przedstawiono drzewo skupień dla 24 artykułów *Foliów*, w których znalazły się odwołania do dokumentów cytowanych co najmniej 3 razy. Drzewo to umożliwia interpretację większości skupień, jeśli dokonamy cięcia dla odległości wiązania równej ok. 1,1. Jednak wydzielone wtedy skupienia są albo mało liczne (nr 1 i 3–8), albo wysoce



Rys. 6. Drzewo skupień 45 artykułów z *Foliów* (metoda powiązań bibliograficznych)

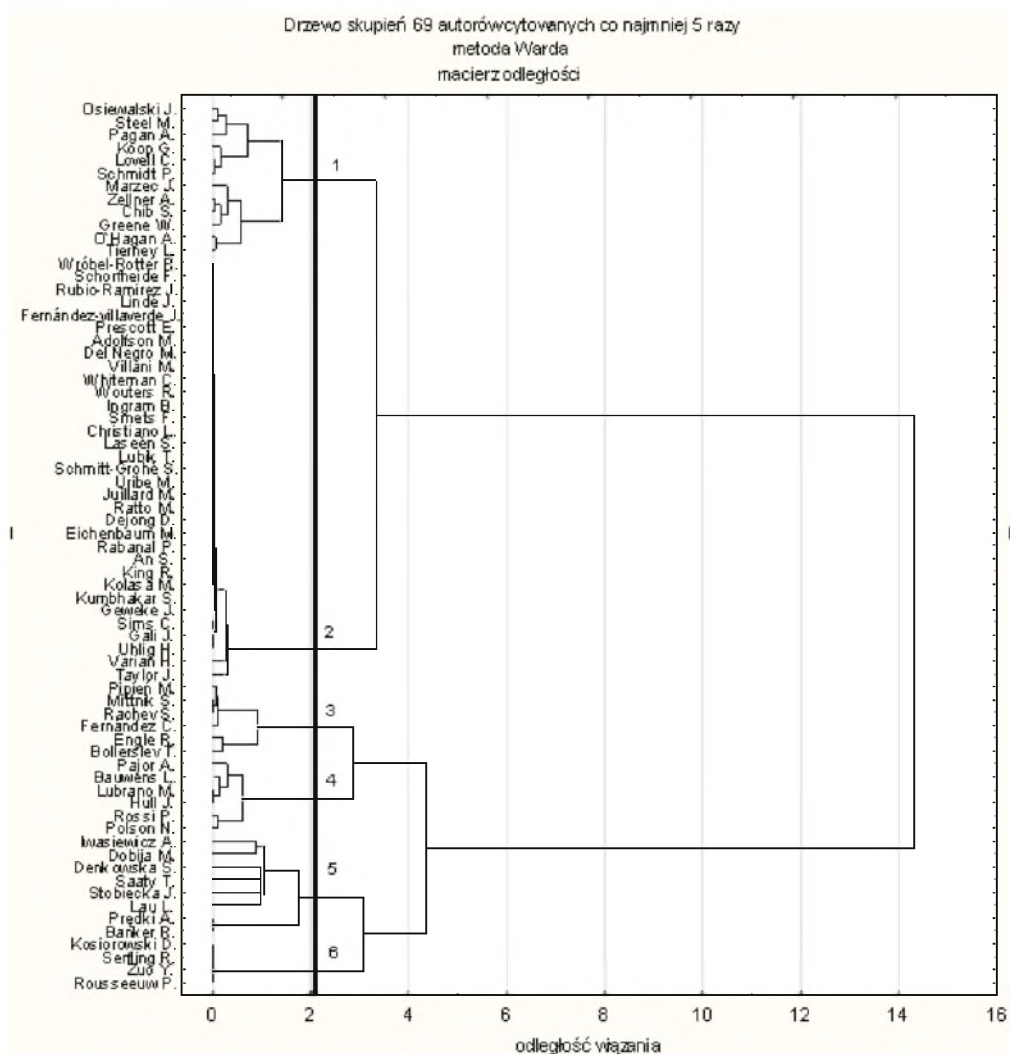
niejednorodnie merytorycznie (nr 2). Małe skupienia poprawnie oddają 7 zagadnień: nr 1 — wielowymiarowe modele SV i GARCH w ekonometrii finansowej, nr 3 — empiryczne finanse, nr 4 — jednowymiarowe modele GARCH o różnych rozkładach warunkowych, nr 5 — bayesowską wycenę opcji, nr 6 — modele graniczne produkcji i kosztów, nr 7 — modele zmiennych jakościowych, nr 8 — modele DSGE.

Ilustrację metody powiązań bibliograficznych zakończymy jej wynikami dla wszystkich 45 artykułów z *FOC*, zawierających odwołania do innych prac (zob. rys. 6; przypomnijmy, że dokumentów cytowanych jest 1013, więc macierz powiązań ma wymiary 1013×45). Jeśli na rys. 6 (tak, jak na rys. 5) dokonujemy cięcia dla odległości wiązania równej ok. 1,1, to bez zmian pozostawiamy skupienia nr 1 i 3–8, które zinterpretowaliśmy już w kontekście 24 prac z *FOC*. Uwzględnienie pozostałych 21 prac spowodowało zmniejszenie skupienia nr 2, które na rys. 6 składa się z 4 prac podejmujących analizy na szczeblu makroekonomicznym (ale bez modeli DSGE całej gospodarki), a także wprowadzenie dwóch małych skupień prac jednego autora (nr 10 — A. Iwasiewicza i nr 11 — D. Kosiorowskiego) oraz dużego skupienia nr 9. Skupienie nr 9 obejmuje 18 prac całkowicie różnorodnych, z których większość nie ma wspólnych cytowań z innymi przedstawicielami tej sztucznej grupy; jej wyodrębnienie jest błędne (na możliwe błędy grupowania hierarchicznymi metodami analizy skupień wskazują np. Kopczewska, Kopczewski i Wójcik (2009), s. 424, 427).

Skupienia autorów

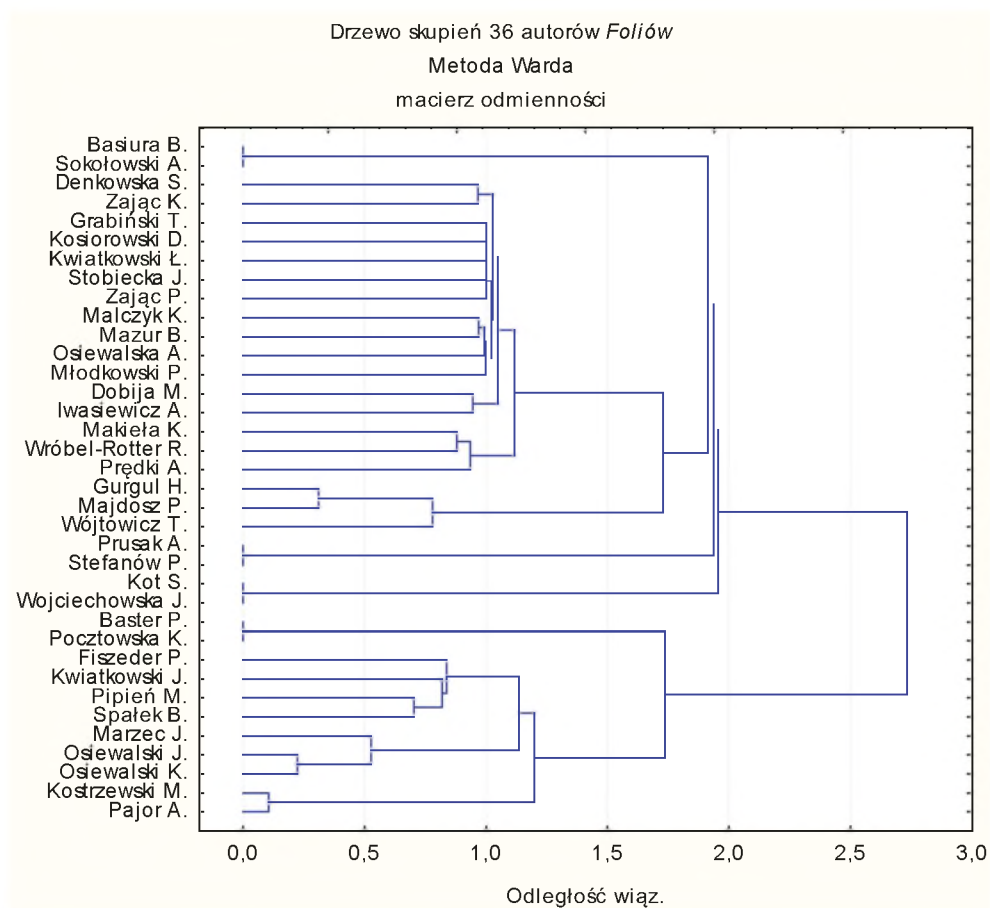
36 autorów artykułów *Foliów* (w trzech pracach jednoautorskich nie ma odniesień literaturowych) odwołało się w sumie do prac 1079 autorów (tym razem liczone są także autocytowania). Poszukiwanie skupień autorów cytowanych przeprowadzono dla 69 autorów przywoływanych co najmniej 5 razy (z uwzględnieniem autocytowań). Do ich prac odwołało się 26 autorów *Foliów*. Macierz relacji między autorami ma wymiar 69×26 . Na rys. 7 przedstawiono drzewo skupień autorów cytowanych. Wynik analizy daje się zinterpretować jako skupienia autorów prac ważnych dla następujących zagadnień: 1. modele empirycznej mikroekonomii i metody Monte Carlo ich analizy bayesowskiej; 2. makroekonometria i modele DSGE, 3. ekonometria finansowa: rozkłady stabilne i skośne t Studenta w modelach GARCH; 4. ekonometria finansowa: modele SV i wycena opcji; 5. (głównie) statystyczne metody analizy jakości i kosztów; 6. statystyczna funkcja gęstości.

Grupowanie 36 autorów *FOC* przeprowadzono na podstawie pełnej macierzy powiązań, biorąc pod uwagę wszystkich 1079 autorów cytowanych. Drzewo skupień autorów cytujących (36 autorów *FOC*), przedstawione na rys. 8, prowadzi do wyniku trudnego do przyjęcia, jeśli cięcie drzewa dokonujemy na poziomie ok. 1,5. Otrzymujemy wtedy małe skupienia łączące współautorów



Rys. 7. Drzewo skupień autorów cytowanych (metoda współcytowań)

artykułów (dla zerowych lub bliskich 0 odległości wiązania) i duże skupienie kompletnie niejednorodne, łączące autorów (np. D. Kosiorowskiego i Ł. Kwiatkowskiego) nie posiadających wspólnych odwołań do literatury. Tnąc na poziomie odległości wiązania mniejszym niż 1 likwidujemy to jedno błędne grupowanie, ale pozostawiamy wiele grup jednoelementowych i (prawie) pozbawiamy się skupień innych niż współautorskie. Grupowanie autorów *Foliów* na podstawie macierzy powiązań z autorami przez nich cytowanymi nie prowadzi do interpretowalnych wyników.

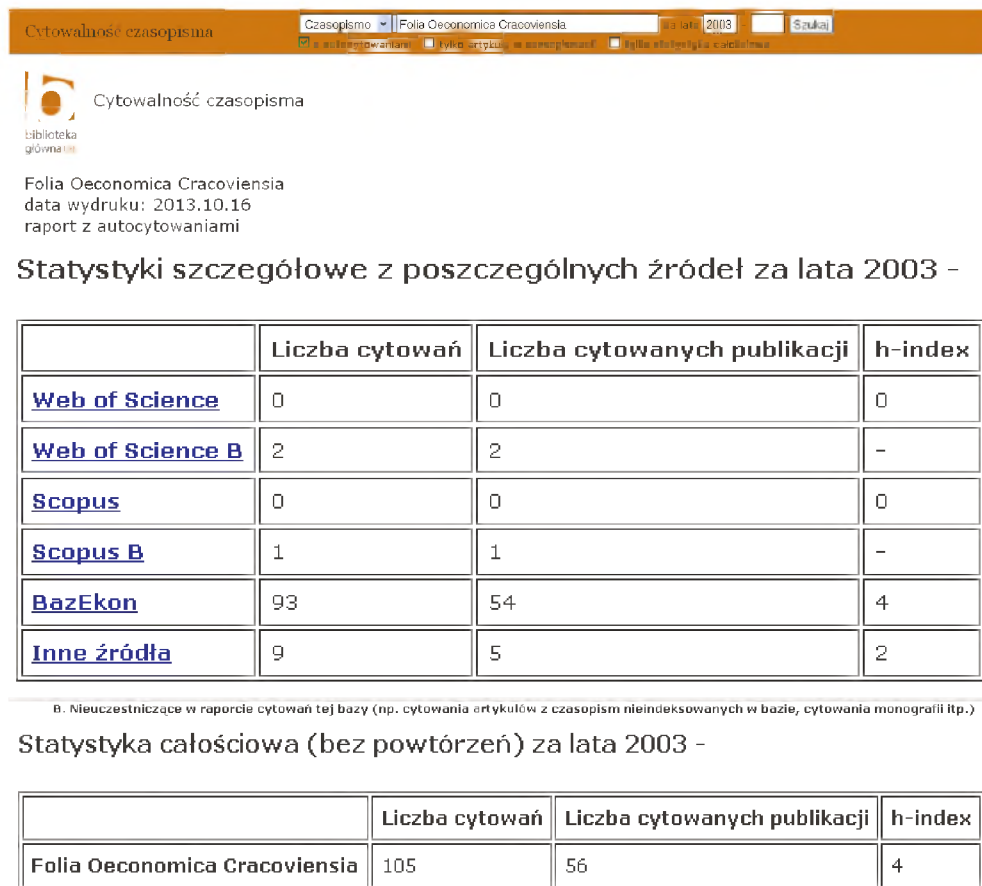


Rys. 8. Drzewo skupień 36 autorów *FOC* (metoda powiązań bibliograficznych)

4. CYTOWALNOŚĆ BADANYCH ROCZNIKÓW *FOLIA OECONOMICA CRACOVIENSIA*

Analizę cytowalności 8 tomów czasopisma *Folia Oeconomica Cracoviensia* za lata 2000–2012 przedstawimy w oparciu o zasoby bazy *Cytowania*, utworzonej w 2006 roku w Bibliotece Głównej Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie (UEK). W bazie tej gromadzone są wszystkie cytowania z *BazEkon*. Na potrzeby pracowników UEK (a także redakcji czasopism) baza uzupełniana jest przez bibliotekarzy cytowaniami zamieszczonymi w bazach *WoK*, *Scopus* i w innych wiarygodnych źródłach: w bazach bibliograficzno-pełnotekstowych (np. *BazTech*), repozytoriach (np. *RepEc*, *EconStor*), *Google Scholar* (tylko z publikacji dostępnych w pełnym tekście), wreszcie ze wskazanych przez autorów (lub redaktorów)

i zweryfikowanych przez bibliotekarzy monografii, prac doktorskich itp. Odpowiednie skrypty generują z bazy *Cytowania* raporty cytawalności dla osób lub czasopism. Na rys. 9 przedstawiamy zrzut ekranu z raportu cytawalności dla *Foliów*.



Rys. 9. Zrzut ekranu raportu cytawalności czasopisma

Raport uwzględnia autocytwowania autorów, cytowania z wszystkich źródeł (również z monografii) wydanych w roku 2003 lub później. Z ogólnej liczby 56 cytowanych od roku 2003 artykułów z *Foliów*, 22 odnoszą się do roczników z badanego zakresu czasowego. Publikacje te uzyskały w sumie 45 cytowań, 41 z nich pochodziło z czasopism. Są to czasopisma (w porządku liczby cytowań):

- 17 *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie / Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*
- 10 *Folia Oeconomica Cracoviensia*
- 4 *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics (CEJEME)*
- 2 *Badania Operacyjne i Decyzje*
- 2 *Przegląd Statystyczny*
- 1 *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica*
- 1 *Bank i Kredyt*
- 1 *Dynamic Econometric Models*
- 1 *Ekonomista*
- 1 *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*
- 1 *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach*

Spośród 22 artykułów, będących przedmiotem analizy, 7 uzyskało co najmniej 3 cytowania:

1. cyt. artykuł

-
- 4 Pipień M. (2004), *GARCH processes with skewed-t and stable conditional distributions: bayesian analysis for PLN/USD exchange rate*
 - 4 Kostrzewski M., Pajor A. (2005–2006), *Bayesowska wycena opcji na index WIG20: procesy Itô a dyskretne procesy SV*
 - 3 Kosiorowski D. (2008–2009), *Wybrane zagadnienia koncepcji głębi danych*
 - 3 Osiewalski J., Marzec J. (2004), *Model dwumianowy II rzędu i skośny rozkład studenta w analizie ryzyka kredytowego*
 - 3 Osiewalski J., Osiewalski K. (2011), *Modele hybrydowe MSV–MGARCH z trzema procesami ukrytymi w badaniu zmienności cen na różnych rynkach*
 - 3 Pipień M. (2007), *An Approach to Measuring the Relation Between Risk and Refund An Approach to Measuring the Relation Between Risk and Refund: Bayesian Analysis for WIG Data*
 - 3 Stobiecka J. (2005–2006), *Stability of Consumers' Opinion in Marketing Research*

Jak widać indeks Hirscha w tej podgrupie jest równy 3. Wielkość indeksu Hirscha dla wszystkich roczników *Foliów* bez ograniczeń czasowych jest niewiele większa (5).

5. UWAGI KOŃCOWE

Osiem zeszytów *FOC* za lata 2000–2012 to zbiór artykułów, do których jest już niemało odniesień w literaturze przedmiotu. Autorzy tych artykułów odwołują się w większości do literatury w języku angielskim, przede wszystkim z ostatnich

kilkunastu lat i pochodzącej głównie z czasopism. Udział cytowań prac w języku angielskim, opublikowanych zwykle w czasopismach międzynarodowych, wydaje się charakteryzować rosnącym trendem. Wyniki uzyskane w tej pracy celowo oparto na zaledwie ośmiu zeszytach, aby bibliometrycznie scharakteryzować roczniki, którym patronował Profesor Iwasiewicz. Trudno jednak wyciągać mocne wnioski na podstawie tak krótkiego szeregu danych. Na rezultaty analizy bibliografii załącznikowej w ośmiu zeszytach (analizy stanowiącej zasadniczą część tej pracy) istotny wpływ miały artykuły obficie cytującego głównego autora FOC w okresie 2000–2012. Jednak w podejmowanych w tym czasie w FOC wątkach badawczych można wyodrębnić różne nurty — nie tylko modelowanie makroekonometryczne, reprezentowane przede wszystkim przez głównego autora, ale również m.in. ekonometrię finansową, analizę zmiennych jakościowych, analizę produkcji, jakości i kosztów. Nurty te reprezentują ilościowe, matematyczno-statystyczne podejście do analizy zjawisk gospodarczych — podejście jakże bliskie Profesorowi Andrzejowi Iwasiewiczowi.

BIBLIOGRAFIA

- Garfield E. (1955), *Citation indexes for science: a new dimension in documentation through association of ideas*, "Science", July 15, 1955, vol. 122, nr 3159, s. 108–111.
- Glänzel W (2003), *Bibliometrics as a research field. A course on theory and application of bibliometric indicators. Course Handouts*, dostępny w World Wide Web (15 października 2013): <http://nsdl.niscair.res.in/bitstream/123456789/968/1/>.
- Kopczewska K., Kopczewski T., Wójcik P. (2009), *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa 2009.
- Osiewalska A. (2009), *Bibliometryczna analiza czasopism z zakresu nauk ekonomicznych*, maszynopis rozprawy doktorskiej obronionej w 2010 r. na Wydziale Filologicznym Uniwersytetu Śląskiego.

ZASADNICZE POJĘCIA I PROBLEMY ZWIĄZANE Z TERMINEM DIAGNOZA

JAN STECZKOWSKI

e-mail: steczkoj@interia.pl

ABSTRACT

J. Steczkowski. *Diagnosis in scientific research — terminology and issues*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 57–64.

The paper discusses the role and importance of a diagnosis in the scientific research, in particular in applied sciences. The discussion provides the background for highlighting the most significant scientific achievements of Professor Andrzej Iwasiewicz.

STRESZCZENIE

W artykule niniejszym określono termin diagnoza oraz przedstawiono jego znaczenie i rolę w badaniach naukowych, ze szczególnym uwzględnieniem nauk stosowanych (praktycznych). Na tle prezentowanych rozważań omówiono wybrane, najistotniejsze fragmenty dorobku profesora Andrzeja Iwasiewicza.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

diagnosis, applied science, decision making rules, levels of quality, quality of design, quality of conformance, reliability, marketing.

diagnoza, nauki stosowane (praktyczne), procedury decyzyjne, poziomy jakości, jakość typu i jakość wykonania, niezawodność, marketing

Pomimo, że nauki podstawowe oraz stosowane (praktyczne, zwane też umiejętnościami) znaczeniowo zachodzą na siebie, to jednak dla podjętych rozważań wygodnym jest posłużenie się tym rozróżnieniem. Uważa się, że gdy te pierwsze opisują przede wszystkim „jaką jest lub będzie badana rzeczywistość” (jeżeli A to B), te drugie, wykorzystując osiągnięcia tych pierwszych odpowiadają na pytanie: „jak właściwie postępować, aby w sposób efektywny osiągnąć wyznaczony cel?” (chcę, aby było B, więc stosuję A). Prawdopodobnie A. Einstein miał się wy-

razić, że nauka stwierdza tylko to, co jest, a nie co być powinno. Jeżeli to prawda, to zawęził to pojęcie tylko do kilku nauk podstawowych.

Tak więc, dyscypliny praktyczne w odpowiednim dla siebie zakresie dopuszczają użyteczne sądy oceniające (wartościujące) oraz operują właściwą im metodologią (zwaną też metodyką) szeroko wykorzystującą teorię gier, teorię decyzji oraz techniki systemowe, algorytmy i symulacje (przede wszystkim komputerową), a także tworzą skale pomiarowe dla wyróżnionych ocen.

Rozważania nad istotą i specyfiką nauk stosowanych podjęto stosunkowo niedawno, a polscy badacze mają w tym zakresie liczący się wkład. Pionierem ich wypada uznać przedstawiciela nauk medycznych J. Biegańskiego (1910), teoretyka prawa L. Petrażyckiego (1932), a po ostatniej wojnie filozofa T. Kotarbińskiego (1950) i jego ucznia, profesora prawa A. Podgóreckiego (1962). Jak więc widać, w omówionej dziedzinie pierwsze kroki stawiali przede wszystkim lekarze i prawnicy, a następnie inżynierowie, szczególnie specjalizujący się w organizacji i zarządzaniu procesami produkcyjnymi, zob. Z. Wasiutyński (1962); E. Burdziński (1978). Na zakończenie tych kilku uwag wstępnych należy przytoczyć następującą myśl: „...problem przerzucenia pomostu między wiedzą teoretyczną a działalnością praktyczną, który z jednej strony umożliwiłby przeniesienie mądrości abstrakcyjnej na teren działalności, a z drugiej strony pozwalał na kontrolę poszczególnych etapów zastosowania wiedzy teoretycznej do działania w taki sposób, aby unikać błędów i realizować skutki zamierzone jest zagadnieniem dla racjonalnego kierowania życiem zbiorowym szczególnie doniosłym” — A. Podgórecki (1962), s. 16 i 17.

Przyjmuje się wtedy, że człowiek postępując racjonalnie rozpoznaje, pomnaża, przekształca i wykorzystuje informacje o otaczającym go świecie dla zaspokojenia „sensu largo” odczuwanych przez niego potrzeb. W postępowaniu tym można wyodrębnić kilka etapów, w różnych dyscyplinach nieco odmiennych, w zależności na przykład od tego, czy dotyczą one przyrodniczej, czy społecznej strony społeczeństwa. Można wówczas wyróżnić następujące ogniwa celowego postępowania: diagnozę, na którą z kolei składają się takie jej części jak: opis, zestawienie ocen, konkluzja, postulowanie i stawianie hipotez, konstruowanie projektu, jego realizację oraz sprawdzenie i weryfikacja skutków. Niektórzy autorzy w omawianym zagadnieniu preferują przede wszystkim punkt widzenia zarządczo-organizacyjny, kładąc przy tym nacisk na podejście systemowe, w którym rozwiązania mają charakter całościowy, zob. J. Habr i in. (1976). Odnosi się jednak wrażenie, że takie podejście jest zbyt rozbudowane, a jednocześnie mało spójne i jednoznaczne, interpretacja bowiem wyników uzyskanych dzięki zastosowaniu różnych procedur nie zawsze daje się sprowadzić do wspólnego mianownika. Z drugiej jednak strony, rozwój techniki komputerowej, a w związku z tym odpowiednich programów zarządzania siecią pozwala na monitorowanie np. stanów adresowanych w niej urządzeń „HP OpenView i Network Node Manager”, <<http://www.openview.com.pl:80/>>, czy też tzw. „The Point Protocol

Link Quality Monitoring. The Ohio State University, Computer and Information Science", <<http://www.cis.ohio-state.edu/>>.

Jakby jednak nie popatrzyć na nauki przyrodnicze, diagnoza stanowi w nich wyjściowe ogniwo postępowania badawczego. W różnych dyscyplinach i zagadnieniach termin ten obejmuje szerszy lub węższy zakres przeprowadzanych rozważań. Z wysokim prawdopodobieństwem będzie do nich należeć opis i ocena wyróżnionego zjawiska, które mogą być uzupełnione interpretacją, postulowaniem, a nawet prognozowaniem dalszego biegu zdarzeń. Jednak do diagnozy z całą pewnością nie zalicza się odpowiedzi na pytanie: „w jaki sposób należy opisaną sytuację zmienić?”.

Wierne i pełne opisanie rzeczywistości określonej obserwacji w zasadzie polega na rejestracji empirycznych stanów rzeczy i wyrażeniu ich w terminologii oraz jednostkach dla nich stosownych. W interesującej nas dziedzinie jaką jest sterowanie jakością dóbr i usług, zresztą jak i w innych dyscyplinach (medycyna, zanieczyszczenie środowiska, itp.), podstawowe dane uzyskuje się na drodze monitorowania, pod którym rozumie się przeprowadzany w kolejnych przekrojach czasowych ciągle pomiar własności, decydujących o jakości wyróżnionych dóbr i usług, przy czym pomiar ten może się odnosić zarówno do technicznej, jak i marketingowej jakości produktu, zob. A. Iwasiewicz (1999), s. 22–30; (2005), s. 17; A. Iwasiewicz, Z. Paszek (2004), s. 299.

Z punktu widzenia przebiegu obserwacji w czasie, wyróżnia się badania jednorazowe, powtarzalne (sukcesywne) oraz ciągłe. W rozważaniach niniejszych te pierwsze nie będą nas interesować, zaś różnica występująca między dwoma pozostałymi ma charakter konwencjonalny, bowiem obydwie powtarzają się co pewien czas. Uważa się jednak, że obserwacja ciągła tym różni się od sukcesywnej, że:

- a) nie zakłada stałości składu badanych populacji w czasie,
- b) nie wyznacza „z góry” horyzontu czasowego obserwacji,
- c) okres pomiędzy kolejnymi obserwacjami jest niewielki w porównaniu z badaniami sukcesywnymi. Inaczej mówiąc, tzw. „monitoring” jest bardziej gęsty od panelu i należy go zaliczyć do obserwacji „par excellence” ciągłych, zob. G. Mc Nicole (2000).

Zebrane dane przede wszystkim powinny być poddane klasyfikacji, tzn. zgodnie z przyjętymi kategoriami lub skalą pomiarową, rodzajowo lub wartościowo, jak też czasowo i przestrzennie uporządkowane. Jeżeli chodzi o pojedynczą cechę ułatwiają to zadanie procedury grupowania danych, zaś w przypadku wielu cech tzw. metody taksonomiczne, zob. T. Grabiński (1992); E. Gatnar (1995). Przeprowadzone uporządkowanie danych ułatwia interpretację obliczonych na ich podstawie charakterystyk. Jest rzeczą wskazaną ustalenie na tej drodze nie tylko ocen częściowych, ale i oceny sumarycznej przez sprowadzenie tych pierwszych do wspólnego mianownika. Na fakt, że nie jest to rzeczą łatwą, w przypadku skali porządkowej i silniejszych od niej skal nawet nie

jest możliwą, zwracają uwagę A. Abrahamowicz i A. Iwasiewicz (1984), a także J.R. Roemer (1996), t. 22 i dalsze, powołując się przy tym na K.J. Arrowa. Podobnymi zagadnieniami zajmuje się szkoła wrocławska (na przykład P Dniestrzański (1999)). W tej sprawie zob. S.A. Aivazian i in. (1998).

Na podstawie wstępnie określonej, negatywnej lub pozytywnej oceny istniejącego stanu rzeczy przechodzi się do etapu postulowania działań, mających doprowadzić do zamierzonego skutku. Zarówno diagnoza, jak i postulowane działania mogą być bardziej lub mniej trafnie uzasadnione, stąd prawdopodobieństwo osiągnięcia celu stanowi iloczyn kartezjański błędów losowych, pochodzących z tych dwóch źródeł. Błędów systematycznych, wynikających z merytorycznych lub metodologicznych sprzeczności, tkwiących w przyjętej koncepcji nie bierze się pod uwagę, gdyż ich wystąpienie po prostu wymaga jej zmiany i podjęcia od nowa skorygowanych badań. Rozważania na temat możliwości lub niemożliwości pojawienia się zamierzonych lub niezamierzonych oraz pozytywnych lub negatywnych skutków i w ten sposób dokonanie oceny danego, celowego postępowania, zostały przedstawione z wykorzystaniem kombinatoryki w pracy A. Podgóreckiego (1962), s. 62–66; przy czym swój udział miał również autor niniejszego artykułu.

Pełnego omówienia niepełnej sprawności diagnostycznej w statystycznym sterowaniu jakością wykonania wraz z oryginalnym rozwiązaniem całokształtu problemu dokonał A. Iwasiewicz w kilku opracowaniach (1985, 1987, 2005). Swoje rozważania oparł na przekonaniu, że kontrola jakości jest przedsięwzięciem interdyscyplinarnym, w którym wyróżnia się zespół czynników, związanych z:

- pozyskiwaniem informacji o stanie wyrobu oraz wstępnym przetworzeniu tych informacji, jak również:
- podejmowaniem decyzji w sprawie akceptacji lub dyskwalifikacji badanego zasobu lub strumienia wyrobu.

Takie postępowanie zalicza się do statystycznych procedur decyzyjnych, szczególnie w ostatniej dekadzie naszego wieku, wykorzystanych przez różne nauki praktyczne, na przykład będzie nią diagnostyka medyczna — J.A. Swets i in. (2000). Decyzje diagnostyczne polegające na alternatywnym wyborze „tak lub nie” zwiększają prawdopodobieństwo właściwej odpowiedzi na zadane pytanie. Uzyskane wyniki badań diagnostycznych wymagają interpretacji, co z kolei rodzi wymóg określenia wartości progowej, rozstrzygającej o przyjęciu pewnej decyzji. Przedstawione podejście budzi niekiedy sprzeciw i natrafia na niezrozumienie, szczególnie u części techników, zajmujących się problematyką sterowania jakością. Preferują oni przy tym terminologiczne i normatywne zalecenia oraz ekspertyzę; patrz np. A. Hamrol i in. (1998). Z kolei, szereg skądinąd cennych prac traktujących o analizie funkcjonalnej i teorii systemów w swoich dociekaniach ogranicza się do zagadnienia błędów, występujących w technikach pomiarowych; patrz np. W.J. Rozenberg (1982); W. Findeisen (1985). Traktuje się

przy tym diagnostykę jako element miernictwa technicznego, polegającego na pomiarze parametrów urządzenia. To podejście wiąże się bezpośrednio z ich niezawodnością (B.W Pawłow (1967), s. 56).

Na tym tle, niewątpliwie inne, szersze spojrzenie reprezentuje cytowana wyżej praca A. Iwasiewicza (1987), s. 4 i dalsze, który wyróżnia trzy poziomy jakości badanych wyrobów. Są nimi:

- (i) poziom cech użytkowych i naturalnych warunków eksploatacji,
- (ii) poziom zmiennych diagnostycznych,
- (iii) poziom empirycznych obrazów zmiennych diagnostycznych.

Poziomy te należało wyróżnić, gdyż procedury pozyskiwania informacji na ogół wykazują niepełną sprawność diagnostyczną, co nie zezwala na utożsamianie ocen uzyskanych na poziomie (ii) z ocenami na poziomie (i). Są one także obciążone błędami kwalifikacji, co uniemożliwia utożsamianie ocen z poziomu (iii) z ocenami z poziomu (ii). Można więc stwierdzić, że poziom (ii) odpowiada koncepcji procedury kontrolnej, podczas gdy poziom (iii) stanowi praktyczną realizację tej koncepcji. Stąd badania empiryczne dostarczają informacji na poziomie (iii), gdy merytorycznie znaczące oceny powinny być formułowane na poziomie (i). W tym przypadku za podstawowy problem metodologiczny cytowany autor uważa problem kształtowania się relacji między poziomami (i) oraz (ii). Gdy błędy kwalifikacji są raczej zagadnieniem technicznym (będzie nią np. zawodność aparatury pomiarowej), to sprawność diagnostyczna stanowi system logiczny i dlatego autor tej koncepcji stoi na stanowisku, że ostateczna weryfikacja jakości każdego wyrobu realizowana jest w toku jego eksploatacji, a inne sposoby kontroli — między innymi normy przedmiotowe — są o tyle znaczące, o ile są zgodne z danymi odnoszącymi się do rzeczywistych procesów eksploatacyjnych. Fakt ten stanowi punkt wyjścia dla powiązania ze sobą ocen jakości pochodzących ze sfery produkcji i obrotu z poziomu (ii) z rzeczywistą jakością użytkową na poziomie (i). W związku z tym, definiując i redefiniując dotychczasowe terminy autor dokonuje rozróżnienia między wadliwością rzeczywistą z poziomu (i) a pozorną, definiowaną na podstawie zmiennych diagnostycznych. Chcąc wykryć zależności występujące między miarami jakości wykonania posłużono się pojęciem sprawności diagnostycznej procedur pozyskiwania informacji. Jeżeli uważa się, że kontrola jakości jest działaniem ekonomiczno-technicznym o określonych granicach opłacalności, to procedury te mają również charakter praktyczny.

A. Iwasiewicz podkreśla, że przeprowadzone rozważania posiadają szerszy kontekst, a zaproponowane postępowanie jest tym elementem układu doświadczalnego, który łączy podmiot z przedmiotem badania i spełnia „...tę funkcję zarówno w szeroko rozumianych badaniach o charakterze poznawczym, jak i w rutynowych badaniach prowadzonych dla celów użytecznych. Problemy te występują w badaniach zjawisk ekonomicznych i socjologicznych, w doświadczalnictwie przyrodniczym i technicznym, w badaniach medycznych i psycholo-

gicznych, a także w innych dziedzinach wiedzy”, zob. A. Iwasiewicz (1987), s.10; (2011).

Nie jest zatem rzeczą zaskakującą, że studiując literaturę przedmiotu z ostatnich lat, można zauważyć ciągle nasilające się zainteresowanie omawianą metodologią. W konsekwencji sformułowano szereg propozycji probabilistycznych reguł decyzyjnych. Przykładowo należy wymienić tutaj wskaźnik oceny ryzyka przemocy (VRAG — Violence Risk Appraisal Guide), wykorzystujący 12 zmiennych, wskazujących na stopień psychopatii i nieprzystosowania w badanej populacji osób — A.W Partin i in. (1997); czy wskaźniki związane z diagnostyką raka piersi — B. Garnick i in. (1999).

W związku z pojęciem jakości wykonania, obok tego, co wyżej zostało napisane, wypada omówić problematykę, uwzględniającą marketingowe spojrzenie na jakość produktu, bowiem z jego istoty wynika nieco inny punkt widzenia na znajdujące zastosowanie specyficzne procedury badawcze, powstałe na gruncie psychologii społecznej, zob. J. Brzeziński (1997) i przystosowane do potrzeb badan marketingowych, zob. A.D. Fletcher i in. (1988); J. Bazarnik i in. (1992); J. Kowal (1998); M. Walesiak (1996). W tym przypadku znajdują zastosowanie różne procedury określone mianem quasi-eksperymentalnych, jak schemat klasyczny, z podwójnym pomiarem, z grupą kontrolną, z powtarzaniem bodźca itp., patrz A. Sulek (1983), s. 101–135; czy też schematy czynnikowe — M.B. Wilk i in. (1956), s. 950–985. Jednak w tym przypadku najczęściej sięga się do różnych postaci wywiadów jak wolny lub skategoryzowany, a przede wszystkim do ankiety. Na ten temat pojawiła się obszerna literatura i to zarówno rodzima, jak i obcojęzyczna. Na przykład T. Szutrowa (1987), czy S. Kownacka i in. (1982), s. 22–23. Ten rodzaj badań w szerokim zakresie wykorzystuje metodę reprezentacyjną, zob. J. Steczkowski (1995), s. 18–34, oraz przy przetwarzaniu danych i obliczeniach numerycznych technikę komputerową, patrz J. Steczkowski (1955), s. 145–156; J. Steczkowski, P. Stefanów (2009), s. 124; J. Wywiał (1999). Zaproponowano przy tym szereg konkretnych rozwiązań (J. Steczkowski (1996), s. 19–31), formułując definicje podstawowych pojęć, proponując stosowne miary, projektując formularz ankietowy oraz procedurę przeprowadzenia badań. Warto podkreślić, że tego rodzaju powtarzalne monitorowania mogą być opłacalne tylko w przypadku, gdy popyt na wyróżnione dobro jest odpowiednio szeroki i trwały.

Na zakończenie powyższych rozważań, właściwym będzie podkreślenie, że nauki praktyczne, a w nich szczególnie społeczne i ekonomiczne, przy formułowaniu wstępnej koncepcji badań, są bardziej niż nauki podstawowe narażone na niebezpieczeństwo popadnięcia w dywagacje czysto semantyczne, a co gorsza w woluntaryzm poznawczy i związaną z nim dowolność. Dlatego też w tych pierwszych tak wielkie znaczenie odgrywa obiektywna diagnoza, bazująca przede wszystkim na właściwie przeprowadzonym monitorowaniu badanego zjawiska.

BIBLIOGRAFIA

- Abrahamowicz M., Iwasiewicz A. (1984), *Czy mierniki syntetyczne są miarami jakości?*, Problemy Jakości nr 2.
- Aivazian S.A., Mikhitarian V.S. (1988), *Applied Statistics and Essentials of Econometrics*, Book Publishing Association UNITY, Moscow.
- Bazarnik J., Grabiński T., Kąciak E., Mynarski S., Sagan A. (1992), *Badania marketingowe*, Metody i oprogramowanie komputerowe, FOGRA, Kraków.
- Biegański J. (1910), *Metodyka teleologii*, Sprawozdania z posiedzeń Towarzystwa Naukowego Warszawskiego.
- Burdziński E. (1978), *Analiza diagnostyczna organizacji przedsiębiorstw*, PTE Warszawa.
- Brzeziński J. (1997), *Metodologia badań psychologicznych*, PWN Warszawa.
- Dniestrzański P. (1999), *Układ zupełny a pomiar*. *Ekonomia Matematyczna*, AE we Wrocławiu.
- Analiza systemowa — podstawy i metodologia* (1985), red. W Findeisen, PWN Warszawa.
- Fletcher A.D., Bowers T.A. (1988), *Fundamentals of Advertising Research*, Third Ed. Wodsworth Publishing Comp. Belmont, Calif.
- Garnick B., Fair W.R. (1999), *Rak prostaty — walka nadal trwa*, Świat Nauki, luty.
- Gatnar E. (1955), *Klasyfikacja danych za pomocą pakietu statystycznego SPSS for Windows*, Wyd. PLJ Warszawa.
- Grabiński T. (1992), *Metody taksonomiczne*, AE w Krakowie.
- Habr J., Veprzek J. (1976), *Systemowa analiza i synteza*, PWE Warszawa.
- Hamrol A., Mantura W. (1998), *Zarządzanie jakością. Teoria i praktyka*, PWN Warszawa.
- Iwasiewicz A. (1985), *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji. Systemy i procedury*, PWN Warszawa.
- Iwasiewicz A. (1987), *Problemy niepełnej sprawności diagnostycznej w statystycznej kontroli jakości. Studium metodologiczne*, Monografia nr 80, AE w Krakowie.
- Iwasiewicz A., Paszek Z. (2004), *Statystyka z elementami statystycznych metod monitorowania procesów*, Wydawnictwo AE w Krakowie.
- Iwasiewicz A. (2005), *Zarządzanie jakością w przykładach i zadaniach*, Wyższa Szkoła Zarządzania i Nauk Społecznych w Tychach.
- Iwasiewicz A. (2011), *Rola statystyki w życiu społeczeństwa i funkcjonowania państwa*, w: *Z problematyki ekonomii i zarządzania* (red. A. Iwasiewicz), Oficyna Wydawnicza AFM w Krakowie.
- Kotarbiński T. (1950), *Z dziejów klasyfikacji nauk*, Życie i Nauka, nr 3–4.
- Kotarbiński T. (1955), *Traktat o dobrej robocie*, Warszawa.
- Kowal J. (1998), *Metody statystyczne w badaniach sondażowych*, PWN Warszawa.
- Kownacki S., Rummel-Syska Z. (1982), *Metody socjopsychologiczne*, PWE Warszawa.
- Krzeczowski K. (1936), *O stanowisko nauk praktycznych*, Nauka Polska, t. 17.
- Kubin J. (1988), *Diagnoza społeczna*. *Wielka Encyklopedia Socjologii*, t. 1, Oficyna Naukowa.
- Kwaśniewski J. (1989), *Rola diagnozy w rozwiązywaniu problemów społecznych*, Zeszyty Naukowe, IBTS nr 31.
- Łoś M. (1974), *Ekspertyza społeczna*, *Prakseologia* nr 2/49.
- Monahan J. (2000), *Jak podejmować trafne decyzje?*, Świat Nauki, grudzień.
- Mc Nicole G. (2000), *Monitoring. Population and Environment Systems*, w: *Managing Population*, The Population Council, Policy Research Division, Working Papers no 139, New York, <http://www.Popcouncil.org/pdfs/wp/wp139.pdf>.
- Partin A.W., Kattan M.W., Subong E.N., Wojno K.J., Oesterling J.E., Pearson J.D. (1997), *Contribution of Prostate — Specific Antigen, Clinical Stage and Gleason Score to Predict Psychological-Stage of Localized Prostate Cancer*, *Journal of the American Medical Association*, V. 277, Nr 18, p. 1445–1451.

- Pawłow B.W. (1967), *Badania diagnostyczne w technice*, WNT Warszawa.
- Petrażycki L. (1939), *Nowe podstawy logiki i klasyfikacji umiejętności*, Warszawa.
- Podgórecki A. (1962), *Charakterystyka nauk praktycznych*, PWN Warszawa.
- Podgórecki A. (1970), *Logika praktycznego działania*, w: *Socjotechnika. Jak oddziaływać skutecznie?*, Książka i Wiedza, Warszawa.
- Roemer J.E. (1996), *Theories of Distributive Justice*, Harvard University Press, Cambridge, Mass. London, England.
- Rozenberg WJ. (1982), *Wstęp do teorii błędów systemów pomiarowych*, PWN Warszawa.
- Steczkowski J. (1955), *Metoda reprezentacyjna w badaniach zjawisk ekonomiczno-społecznych*, PWN Warszawa.
- Steczkowski J. (1996–1997), *Jakość techniczna i marketingowa wyrobu*, *Folia Oeconomica Cracoviensia* V. XXXIX–XL, PAN/Kraków, Komisja Nauk Ekonomicznych.
- Steczkowski J., Stefanów P (2009), *Metoda reprezentacyjna w badaniu jakości wyrobów. Kontrola odbiorcza*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Sulek A. (1983), *Logika analizy socjologicznej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Swets J.A., Dawes R.M., Monahan J. (2000), *Psychological Science Can Improve Diagnostic Decisions*, *Psychological Science in the Public Interest*, dodatek do *Psychological Science*, t. 1, nr 1, s. 1–26.
- Swobodne techniki diagnostyczne* (1987), red. T. Szustrowa, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Walesiak M. (1996), *Metody analizy danych marketingowych*, PWN Warszawa.
- Wasiutyński Z. (1962), *Technika, jej działy i metoda*, PWN Warszawa.
- Wilk M.B., Kempthorne O. (1956), *Some Aspects of the Analysis of Factorial Experiment in a Completely Randomized Design*, *Annals of Mathematical Statistics* 27.
- Wywiół J. (1999), *Elementy metody reprezentacyjnej z wykorzystaniem statystycznego pakietu SPSS*, AE w Katowicach.
- Ziemski S. (1973), *Problem dobrej diagnozy*, WP Warszawa.

OD DEFINICJI CECHY DO ZARZĄDZANIA JAKOŚCIĄ¹

TADEUSZ BORYS

Katedra Zarządzania Jakością i Środowiskiem Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
e-mail: tadeusz.borys@ue.wroc.pl

ABSTRACT

T. Borys. *From the definition of a feature to quality management*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 65–79.

The path presented in the hereby paper “from the definition of a feature (characteristic) to quality management” illustrates the importance of qalimetric stream in influencing the existing status of systemic approach to quality management. One cannot underestimate the significance of presented in the study conclusion following which the criteria for distinguishing what is quantity and quality specific based on measurability are far from contrasting quantity and quality. An important role in this evolution is played by statistical methods and especially these defined as *statistical process control*. Cracow School of Statistics and, in particular, the concepts by Professor Andrzej Iwasiewicz represent significant achievements in this field.

STRESZCZENIE

Nakreślona w tym artykule droga „od definicji cechy do zarządzania jakością” ukazuje ważność nurtu kwalimetrycznego w ukształtowaniu obecnego stanu systemowego podejścia do zarządzania jakością. Trudno przecenić znaczenie zawartej w tej pracy konkluzji, że kryteria rozróżniania tego co ilościowe i jakościowe oparte na mierzalności nie mają nic wspólnego z przeciwstawianiem sobie ilości i jakości. Ewolucja systemowego podejścia do zarządzania jakością ujawnia swój wyraźny modułowy charakter. Ważne miejsce w tej ewolucji mają metody statystyczne, a zwłaszcza te, które określa się nazwą *statystyczna kontrola jakości*. Znaczące osiągnięcia ma tu Krakowska Szkoła Statystyczna, a w szczególności koncepcje prof. Andrzeja Iwasiewicza.

¹ Niniejszy artykuł nawiązuje w swoich najważniejszych fragmentach do dorobku Profesora Andrzeja Iwasiewicza, którego znałem osobiście, i z którym miałem wielokrotnie zaszczyt dyskutować, zwłaszcza w latach 80. i 90., o wielu trudnych problemach teoretycznych związanych z pomiarem jakości i z tworzącą wówczas swe podwaliny kwalimetrią. Warto tu podkreślić, że prace naukowe PROFESORA jako wybitnego przedstawiciela Krakowskiej Szkoły Statystycznej, zawsze spotykały się z bardzo dobrym odbiorem. W swoich pracach Profesor Iwasiewicz korzystał z dorobku tej Szkoły, wnosząc do niego znaczący i nowatorski wkład metodologiczny. W zakresie statystycznych i ekonomicznych aspektów zarządzania jakością PROFESOR był i jest nadal niekwestionowanym autorytetem naukowym. Zawdzięczam Profesorowi Andrzejowi Iwasiewiczowi wielu cennych, twórczych inspiracji, które w dużym stopniu nakreśliły moją drogę naukową „od definicji cechy do zarządzania jakością”.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

feature, quantity, quality, management

cecha, ilość, jakość, zarządzanie

1. WSTĘP

Celem ogólnym tej pracy jest ukazanie ważności nurtu kwalimetrycznego opartego na fundamentach statystyki w szerokim kontekście nauk o zarządzaniu, w których problemy zarządzania jakością mają już swoją ugruntowaną pozycję. Celem szczegółowym jest podkreślenie i uzasadnienie „źródłowego” charakteru pojęcia cechy statystycznej jako konstruktora kategorii jakości, podlegającej w procesie historycznym kolejnym zawężeniom i rozszerzeniom interpretacyjnym. Ich obrazem jest ewolucja zarządzania jakością, od wąsko rozumianej inspekcji i kontroli jakości, po szeroką filozofię kompleksowego zarządzania jakością (TQM) i koncepcję doskonałej organizacji.

2. CECHY I ZMIENNE STATYSTYCZNE

Cecha jest pojęciem uniwersalnym — nie tylko przynależnym statystyce. Jest często teoretycznie i praktycznie wykorzystywana w niemal każdej nauce (filozofii, psychologii, socjologii, prakseologii, naukach ekonomicznych, przyrodniczych itp.). W wielu naukach na fundamencie cechy tworzone są „numeryczne” subdyscypliny wyspecjalizowane w pomiarze kategorii i zjawisk specyficznych dla określonej dyscypliny naukowej, np. ekonometria, psychometria, naukometria itp. Znaczenia cechy dla określania sedna wielu nauk trudno przecenić. Pojęcie to może, niestety też podlegać pewnemu „rozmyciu” zwłaszcza wtedy, gdy zacierają się różnice między nią samą, a jej wartością (realizacją), lub gdy — jak np. w naukach technicznych lub towaroznawczych — wprowadza się obok terminu cecha także pojęcie właściwości czy atrybutu.

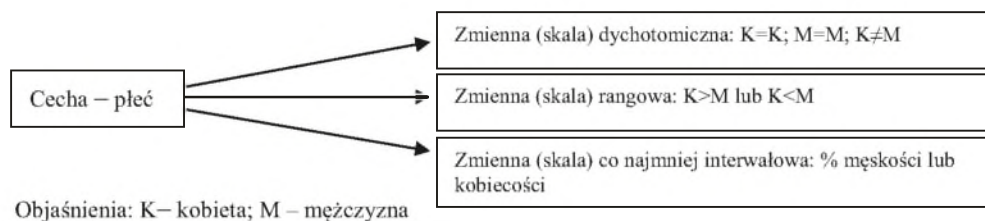
Należy zatem podkreślić, że cecha jest pojęciem abstrakcyjnym, właściwością zbioru (klasy) obiektów i można ją definiować w różnych, nie wykluczających się konwencjach. W kategoriach logicznych jest po prostu definicją pewnego pojęcia, np. ciężaru, wzrostu, niezawodności, produktu krajowego brutto itp., zaś w kategoriach teorii informacji — zbiorem „(...) informacji jednakowego typu o obiekcie badanym”; Baborski (1979), s. 39, czyli formą opisu grupowego. Zawsze jednak trzeba przyjąć pewną umowę, jakie informacje o obiektach uznaje się za informacje jednego typu. Bardzo intuicyjna i elementarnie prosta jest też definicja cechy w ujęciu teorii mnogości. Jest to odwzorowanie zbioru obiektów w zbiór ich obrazów (wartości); zob. Borys (1984), s. 93; czyli:

$$f: E \rightarrow Q \text{ — zbiory,} \quad (1)$$

gdzie: f — cecha określona na zbiorze obiektów E ; Q — zbiór obrazów (ilościowych lub jakościowych) zbioru obiektów E .

Cecha — jako specyficzna funkcja o nieznanej na ogół postaci analitycznej — jest zatem wyrazem *wiedzy ogólnej* (treści grupowej, abstrakcyjnej) o obiekcie badań — por. Borys (2000), s. 21–31. W formule (1), jak widać, ogólne pojęcie cechy jest — co jest częstą praktyką w statystyce — utożsamiane z *cechą prostą*, dającą jednowymiarowy opis wybranego aspektu natury obiektów. W odróżnieniu od tej cechy — *cecha złożona* jest z kolei jednoznaczny odwzorowaniem zbioru obiektów w zbiór wielowymiarowych obrazów.

Połączenie cechy z konkretnym obiektem następuje poprzez jej *realizację* (wartość, stan, obraz). Realizacja cechy wyraża inny niż cecha poziom informacji — *wiedzę szczegółową* (treść konkretną, empiryczną, opis jednostkowy). Ważne są tu jednak dwie uwagi. Po pierwsze — realizacja cechy może być wyrażona w postaci informacji w pewnym języku. Informacja ta jest nazwą realizacji. Jest oczywiste, że np. wartość cechy „wzrost” może mieć nazwę „185 cm” lub „1850 mm”. Przez odpowiednią translację lub przeliczenia, różne nazwy tej samej realizacji sprowadza się do postaci umożliwiających ich porównanie. Na drugą ważną kwestię zwrócił uwagę A. Iwasiewicz w pracy: *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji; systemy i procedury*, Iwasiewicz (1985), podkreślając konieczność odróżnienia cechy od zmiennych, bowiem na jednej cesze można określić kilka zmiennych. To spostrzeżenie wynika stąd, że tworzenie obrazów tej samej cechy może odbywać się w różny sposób, tzn. poprzez różne zmienne (różne skale pomiarowe). Na przykład — cecha płeć tworzy obrazy obiektów (osób) na ogół poprzez zmienną dychotomiczną: K — kobieta i M — mężczyzna, ale może też tworzyć obrazy poprzez bardziej zagęszczoną skalę pomiarową (lepsz, gorsza płeć, nasycenie cech męskich lub kobiecych) — por. rys. 1, a także Smoluk (1996).



Źródło: opracowanie własne

Rys. 1. Cechy i zmienne

Problemy te to znane i już dobrze opisane w literaturze statystycznej problemy wzmacniania lub osłabiania skal pomiarowych stosowanych dla pomiaru/oszacowania wartości określonej cechy. Poza formalnym aspektem tego procesu powstaje tu często ważne zagadnienie natury aksjologicznej — chodzi o to, jakie skutki społeczne generuje określone wzmocnienie skali? Jako przykłady można tu przytoczyć wzmocnienie skali dychotomicznej dla płci poprzez wykorzystanie skali rangowej (wejście na, w dużym stopniu patologiczne, pole walki płci). Rodzi to ważny problem merytoryczny przyporządkowania np. różnym zjawiskom społecznym właściwej dla nich — z etycznego punktu widzenia — skali pomiarowej (zmiennej).

3. CECZY A JAKOŚĆ — JAKOŚĆ KATEGORIĄ MIERZALNĄ CZY NIEMIERZALNĄ?

Nie każda cecha związana jest z jakością. Kryteriów klasyfikacji cech jest wiele. Cechy możemy dzielić m.in. na proste i złożone, opisowe i liczbowe (według różnych stopni/skal pomiarowych), stałe i zmienne, deterministyczne i losowe, pierwotne i wtórne, preferencyjne i neutralne, znamienne (specyficzne) i ogólne. Jednak podziałem, który od wielu lat budzi największe kontrowersje jest podział na cechy jakościowe i ilościowe. W wielu dziedzinach wiedzy kategorie te przeciwstawia się sobie w pojęciach: „ilościowe”, „jakościowe”, np. badania jakościowe i ilościowe czy jakościowe i ilościowe podejście badawcze.

Wyjaśnienie i zrozumienie podstaw tego przeciwstawiania, a jednocześnie względności tych kategorii jest ogromnie ważne przede wszystkim dla „odslania” istoty (strony) jakościowej przedmiotu badań wielu dyscyplin naukowych. Decyduje bowiem o sposobie ujmowania zagadnień jakości przez naukę i praktykę. Z przeglądu literatury wynika, że w zasadzie w największym uproszczeniu można wyróżnić dwa podstawowe podejścia do odróżniania opisu ilościowego od jakościowego o fundamentalnie różnej zasadności.

W *podejściu pierwszym* rozróżnianie tego co ilościowe i jakościowe opiera się na stopniu mierzalności stanów cechy. W tym ujęciu pojęcie *cechy jakościowej*, nazywanej też „atrybutem”, używa się najczęściej jako synonimu terminów: „cecha niemierzalna”, „cecha niewymierna” lub „cecha opisowa”. Po uwzględnieniu słusznego założenia, że nie ma zjawisk niemierzalnych, bowiem są one zawsze mierzalne w jakimś stopniu, za cechy jakościowe uznaje się te cechy, których wartości pochodzą ze skal „słabych” (cechy o słabej mierzalności). Jest to często spotykana w pracach statystycznych sugestia kojarzenia ilości i jakości nie z alternatywnie rozumianą mierzalnością (mierzalny — niemierzalny), lecz ze stopniowaną mierzalnością (słaba — skale nominalna i rangowa; mocna — interwałowa i stosunkowa); Steczkowski (1981). Zatem w tym ujęciu pojęcie *cechy ilościowej* utożsamia się zazwyczaj z terminami: „cecha mierzalna”, „cecha wymierna” lub

„cecha liczbowa” bądź jako taka cecha, której wartości pochodzą ze skal „mocnych”. Stosując więc pewien skrót myślowy, nasuwa się więc następujący wniosek: cecha jakościowa = cecha nominalna lub cecha porządkowa, zaś cecha ilościowa = cecha interwałowa lub stosunkowa.

Takie ujęcie spotykane jest dość często w pracach z zakresu statystyki, zwłaszcza statystyki opisowej. Dotyczy to zwłaszcza prac starszych, m.in.: Z. Peukera (1972), Z. Rogozińskiego (1976), K. Kukuły (1998), R. Grupińskiego (1981) czy Sawickiego (1982). Reprezentatywna dla tego typu określeń jest definicja według której: „Cechy, które można wyrazić liczbowo, nazywamy cechami ilościowymi, (...) cechy, których wartości nie można wyrazić liczbowo, nazywamy cechami jakościowymi” — Sawicki (1982), s. 13. W statystyce probabilistycznej (matematycznej) omawiany podział cech jest zwykle pomijany. Rozważa się tam przede wszystkim podziały cech według stopnia mierzalności oraz podział cech według kryterium zmienności wartości, a zwłaszcza podział cech (zmiennych losowych) na skokowe i ciągłe. Z eksponowania na pierwszym planie klasyfikacji cech podziału na ilościowe i jakościowe rezygnuje się również w nowszych pracach ze statystyki opisowej.

Scharakteryzowane podejście nasuwa następujące refleksje:

- *po pierwsze* — podziały na cechy opisowe i liczbowe, mierzalne lub niemierzalne, bądź według „mocy” skali pomiarowej, są to podziały o jasno sformułowanych podstawach klasyfikacyjnych; w pierwszym przypadku chodzi tu o sposób (liczbowy lub opisowy) wyrażania stanów cechy, w drugim o stopień mierzalności wartości cechy; te jasno określone kryteria oparte na mierzalności nie mają nic wspólnego z przeciwstawianiem sobie ilości i jakości;
- *po drugie* — takie rozróżnianie tego co ilościowe i jakościowe tworzy niekorzystne dla nauki o jakości skojarzenia, a przede wszystkim sugestie, że jakość jest to kategoria z natury niemierzalna i tajemnicza, co jest wyraźnym anachronizmem w kontekście traktowania jakości jako kategorii strategicznej prawie dla wszystkich systemów zarządzania, nie tylko w skali mikroekonomicznej; zatem wyrzucanie ze statystyki podziału cech na ilościowe i jakościowe lub „chowanie” tych kategorii w nawias (jako synonimów) przy okazji podziału na cechy mierzalne i niemierzalne, w świetle dorobku kwalimetrii nie ma elementarnego uzasadnienia;
- *po trzecie* — wnioski płynące z aktualnego stanu kwalimetrii, które zostaną dalej szerzej przedstawione, są dla statystyki, szanującej na ogół słusznie tradycją uświęcone podziały i konwencje terminologiczne, od wielu lat trudne do przyjęcia; wnioski te oznaczają bowiem, że cechy jakościowe, np. „niezawodność”, „płeć”, „brawa”, „koszty eksploatacji”, mogą być zarówno opisowe, jak i liczbowe, mierzalne lub niemierzalne, wartości tych cech mogą pochodzić zarówno ze skal słabych, jak i mocnych, mogą być stałe lub zmienne skokowo lub ciągle, mogą być jedno- lub wielowymiarowe.

Czym zatem jest cecha jakościowa występująca w roli głównego „konstruktora” kategorii „jakość”? Pytanie to jest pytaniem o ogólny sens jakości jako przedmiotu badań. Jest niezwykle ważne, ponieważ pojęcie to odnoszone jest niemal wyłącznie do wyrobów (towarów, produktów czy usług), a ma przecież odniesienia bardziej uniwersalne. W odpowiedzi warto, przy odróżnianiu tego co ilościowe i jakościowe, wrócić do intuicyjnych, a także filozoficzno-logicznych podstaw tego odróżnienia. W języku polskim termin „jakość” pochodzi od słów „jak”, „jaki”, tworzących pytanie: „jaki jest obiekt lub zbiór obiektów?” lub inaczej — „jaka jest natura badanego obiektu lub zbioru obiektów?” w odróżnieniu od pytania: „ile jest obiektów?” Pierwsze pytanie określa zatem *jakościowy aspekt zbioru obiektów*, pytanie drugie — *aspekt ilościowy*; por. Borys (1984), s. 8–9.

Interpretacja pierwszego pytania nie jest w nauce i w praktyce jednoznaczna. W tym właśnie tkwi od lat źródło braku porozumienia w definiowaniu jakości, lecz zarazem także realna, choć nadal niedoceniana, możliwość jej uporządkowania i zmniejszenia „szumu informacyjnego”. Można bowiem przyjąć, że wszystkie dotychczas sformułowane definicje jakości można przydzielić do jednej z dwóch interpretacji:

- niewartościującej (opisowej, nieoceniającej),
- wartościującej (preferencyjnej, oceniającej).

Kluczowe znaczenie ma tu interpretacja niewartościująca, czyli pod postawione wcześniej pytanie podkładanie następującej opisowej, niewartościującej treści: „jaka jest natura (istota) obiektu lub zbioru obiektów?”. To właśnie ta interpretacja tworzy bardzo klarowne podstawy rozróżnienia cech ilościowych od jakościowych, polegające na przeciwstawianiu liczebności zbioru obiektów (ich ilości) ich naturze (istocie). Interpretacja niewartościująca jakości informuje zatem o podobieństwach lub różnicach jakościowych obiektów, ukazując obiekty mniej (np. parasolka i samochód) lub bardziej podobne pod względem jakościowym (np. samochód osobowy i ciężarowy). Jest ona rozpoznawalna przez definiowanie jakości jako zbioru cech lub zbioru właściwości. Ta grupa definicji może mieć i często ma także postać bardziej rozbudowaną. Tak ogólne ujęcie kategorii jakości pozwala łatwo dostrzec aspekty jakościowe każdego obiektu: wyrobu (usługi), środowiska, idei filozoficznej, gminy czy życia.

Zatem można przyjąć, że *cecha jakościowa (kwalitatywna)* jest to cecha, której realizacji wyrażają naturę obiektów, a *cecha ilościowa (kwalitatywna)* jest to cecha, której realizacji wyrażają liczebności (moce) zbioru obiektów i jego podzbiorów (podzbiorowości, próbek). Ilustrują to dwa kolejne zapisy formalne:

$$f_{kw}^{(i)}: E \rightarrow Q = X^{(i)} \text{ — zbiory,} \quad (2)$$

$$e_{it} \rightarrow x_{it}^{(i)} \text{ — element,}$$

$$f_k: E \rightarrow Q = \{\dot{E}_i\} \text{ — zbiory,} \quad (3)$$

$$E_i \rightarrow \dot{E}_i \text{ — element (podzbiory),}$$

gdzie:

$f_{kw}^{(j)}$ — j-ta cecha jakościowa (kwalitatywna) określona na zbiorze obiektów E;
 $x_{it}^{(j)} = f^{(j)}(e_{it})$ — wartość (liczba lub wyrażenie słowne) cechy $f_{kw}^{(j)}$ zaobserwowana w obiekcie e_{it} czyli $x_{it}^{(j)}$ to $f^{(j)}(e_{it})$;

i — wymiar przestrzenny (i-ty obiekt);

t — wymiar czasowy;

j — wymiar rodzajowy (j-ta cecha);

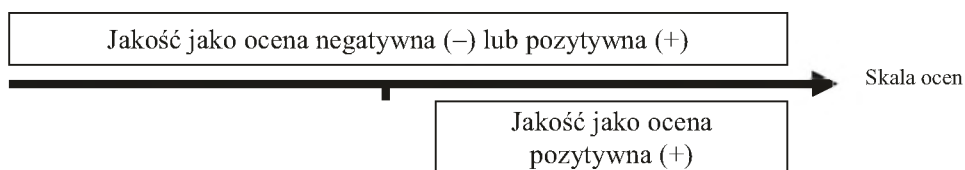
Q — zbiór obrazów jakościowych zbioru obiektów E;

f_k — cecha ilościowa (kwantytatywna) określona na zbiorze obiektów E;

\dot{E}_i — i-ta wartość cechy ilościowej (moc/liczebność podzbioru E_i);

Q — zbiór obrazów ilościowych zbioru obiektów E.

W interpretacji drugiej (wartościującej), przyporządkowującej pytaniu: „jaki jest obiekt lub zbiór obiektów?” treść: „jaka jest ocena obiektu czy zbioru obiektów?”, możliwe jest wykorzystanie — w zależności od „ducha” języka — zawężonych lub rozszerzonych skal ocen. W pierwszym przypadku typowym np. dla języka angielskiego (*quality*) czy francuskiego (*qualité*), „jakość” oznacza pozytywną ocenę, czyli wyraz uznania dla obiektu, jego użyteczności, doskonałości, poziom luksusu czy ocenę stopnia zaspokojenia potrzeb itp. Jest to interpretacja często spotykana w teorii i języku potocznym, kiedy używa się np. zwrotów: „nie ilość, lecz jakość” lub „ta rzecz ma jakość”. W drugim przypadku jakość wykorzystuje całą skalę ocen, czyli ocena może być pozytywna lub negatywna². Przeciwwstawianie ilości i jakości może się przejawiać wówczas w zwrocie: „nie ilość, lecz dobra/wysoka jakość”, „lepsza/wyższa lub gorsza/nieższa jakość”, „dobra/wysoka lub zła/niska jakość” (por. rys. 2).



Źródło: opracowanie własne (por. też Borys (1984), s. 139).

Rys. 2. Dwie interpretacje wartościujące jakość

² Taka interpretacja jest typowa dla języka polskiego.

Z ustaleń tych wynika oczywisty wniosek, że praktycznie wszystkie cechy, którymi się statystyka zajmuje, są to cechy jakościowe, a cechy ilościowe są nadal ukryte w statystyce pod kategorią mocy zbiorów i nie występują w tym sensie w żadnej oficjalnie uznanej przez statystykę klasyfikacji cech.

Przykłady interpretacji wartościującej i opisowej w definiowaniu jakości przedstawia tabela 1.

Tabela 1

Definicje jakości — podejście wartościujące i opisowe

Podjęcie wartościujące: jakość = ocena	Podjęcie opisowe: jakość = zbiór cech
Jakość to:	
<ul style="list-style-type: none"> • stopień, w jakim zbiór inherentnych właściwości spełnia wymagania — <i>Systemy...</i> (2001), • stopień, w jakim zbiór właściwych dla produktu lub usługi charakterystyk spełnia sformułowane oczekiwania — R. Karaszewski (2000), • stopień osiągniętej przez przedmiot doskonałości — Platon — Hamrol (2005), • stopień, w jakim zestaw naturalnych właściwości wyrobu, usługi, systemu lub procesu spełnia wymagania klienta lub innych stron zainteresowanych — Grudowski (2003). 	<ul style="list-style-type: none"> • zespół swoistych cech odróżniających dany przedmiot od innych przedmiotów tego samego rodzaju — Arystoteles — Hamrol (2005), • zbiór cech, których wartości opisują naturę względnie jednorodnego zbioru obiektów — Borys (1984).

Źródło: opracowanie własne.

4. EWOLUCJA ZARZĄDZANIA JAKOŚCIĄ — OD INSPEKCJI JAKOŚCI DO KONCEPCJI ORGANIZACJI DOSKONAŁEJ

Uznanie jakości za kategorię strategiczną dla organizacji (nie tylko gospodarczej) stało się podstawą systemowego podejścia do zarządzania jakością, rozumianego jako „wykonywanie funkcji zarządzania w stosunku do jakości jako systemu zarządzanego i jakości jego składników”; Hamrol (2005), s. 98. Można też przyjąć jeszcze prostszą definicję: zarządzanie jakością jest to zarządzanie, którego przedmiotem jest jakość. Jest to prosta modyfikacja ogólnej definicji zarządzania z ukierunkowaniem jej na pojęcie jakości. Jej sens oddaje też definicja według normy PN-EN ISO 9000:2001, określająca system zarządzania jakością jako system do kierowania organizacją i jej nadzorowania w odniesieniu do jakości — zob. *Systemy...* (2001). Można przyjąć, że w zasadzie w każdej organizacji ma miejsce zarządzanie jakością, ale nie w każdej zarządzanie to ma charakter systemowy.

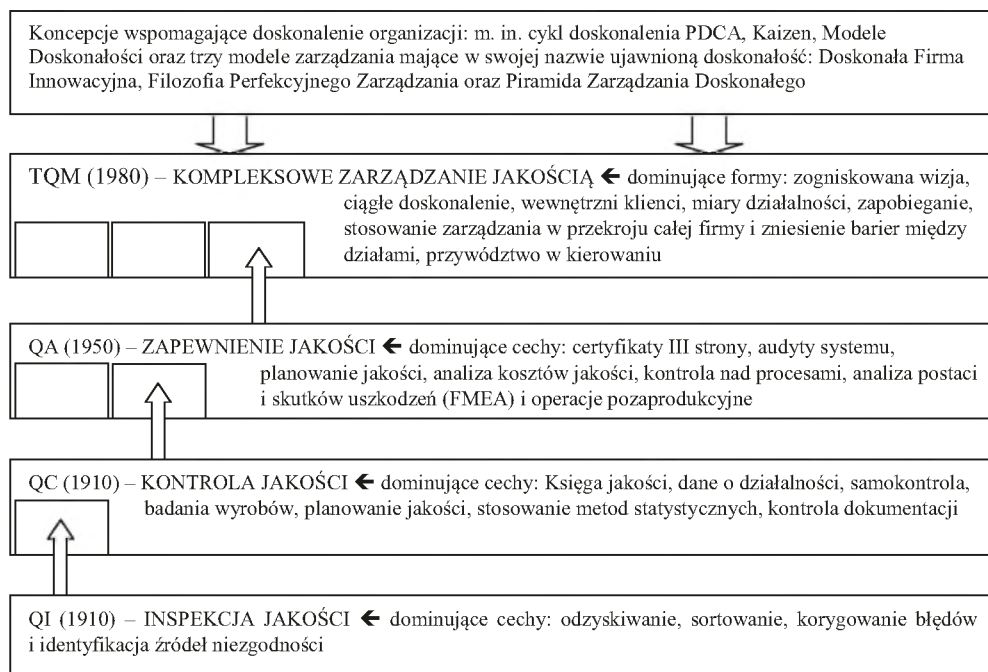
Współczesna filozofia systemowego zarządzania jakością stawia na pierwszym miejscu klienta i to jemu podporządkowywane są wszystkie obszary funkcjonowania organizacji, czyli: polityka jakości, cele jakościowe firmy, planowanie ich osiągnięcia przez bieżący nadzór i stałe doskonalenie firmy. Z powyższych rozważań wynika, że zarządzanie jakością to działanie związane z przepływem informacji i podejmowaniem decyzji w procesach planowania, organizowania, motywowania i kontroli wszystkich działań w taki sposób, żeby w ich wyniku powstał obiekt (wyrób, usługa) zaspokajający określone potrzeby. Jakość nie istnieje w oderwaniu od klienta, dla którego wyrób lub usługa są przeznaczone i jak się wydaje, takie przeświadczenie legło u podstaw rozwoju systemowego podejścia do zarządzania jakością.

Zarządzanie jakością w ujęciu historycznym przechodziło wyraźnie już zarysowaną ewolucję. Istnieje dość powszechna zgodność co do wyróżniania głównych etapów rozwoju systemowego podejścia do zarządzania jakością. Istnieje też zgodność co do „punktu zerowego”, który poprzedził mniej lub bardziej kompleksowe i systemowe podejście do zarządzania jakością, czyli czasów obowiązywania rzymskiej zasady *caveat emptor* („niech odbiorca strzeże się sam”), gdy potencjalny nabywca mógł obejrzeć towar i sprawdzić, lecz gdy zdecydował się na zakup, sam ponosił konsekwencje swojego wyboru. Właściwości wyrobów nie były bowiem ani określone, ani tym bardziej gwarantowane.

Etapy tworzenia kolejnych modułów zwiększających kompleksowość systemowego podejścia do zarządzania jakością ukazuje rys. 3.

Etap szczególnie intensywnego rozwoju *inspekcji jakości*, sięgający początków XX wieku, miał swoje źródło w coraz silniejszym wpływie cechów rzemieślniczych na określanie i utrzymywanie poziomu jakości wyrobów przy dominacji produkcji wykonywanej na indywidualne zamówienie. Na wadliwą pracę nie było miejsca, gdyż spowodowałaby poważny uszczerbek na honorze rzemieślnika, a także ściągnęłaby na niego dotkliwe kary (*Menedżer...* (2000), s. 169).

Etap dominacji *kontroli jakości* wyrobów związany jest przede wszystkim z rozwojem produkcji masowej. Szybko wzrastającej wydajności pracy nie dostrzymywała kroku jakość, za którą odpowiedzialność uległa rozmyciu. W celu załagodzenia frustracji klienta rozwiązywano ten problem poprzez wymianę lub naprawę wyrobu wadliwego w ramach gwarancji. Świadczenia gwarancyjne oznaczały jednak dodatkowe koszty. Aby je utrzymać na określonym poziomie, wprowadzono nieznane do tej pory rzemiosłu stanowisko kontrolera jakości. Dokonywał on kontroli w celu oddzielenia wyrobów o niskiej jakości od wyrobów o zaakceptowanej jakości, a następnie je wycofywał, kierował do naprawy lub na sprzedaż po niższej cenie. Za wyższą fazę tego etapu należy uznać przeniesienia nacisku z kontroli gotowych wyrobów na kontrolę procesów, a więc na zapobieganie błędom — na działania profilaktyczne. Jakość poddano kontroli poprzez nadzór nad umiejętnościami pracowników, przez wymagania ustalone na piśmie, przez pomiary i standaryzację.



Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu także Dahlgaard (2000), s. 18.

Rys. 3. Modułowy charakter ewolucji systemowego podejścia do zarządzania jakością

Związane to było z intensywnym rozwojem metod statystycznej kontroli jakości (SKJ), a zwłaszcza z wprowadzeniem przez W. Shewharta kart kontrolnych jako ważnego narzędzia tej kontroli. Udowodnił on, że tylko zastosowanie statystyki umożliwia panowanie nad procesami i daje realną możliwość przewidzenia tego, jaki produkt będzie na wyjściu procesów, i co najważniejsze, metody statystyczne zapewniają ekonomiczność zarządzania przedsiębiorstwem. Swoje doświadczenia i przemyślenia opublikował m.in. w serii gazetek "Bell System Technical Journal".

Istota koncepcji Shewharta polega na adaptacji dla celów przemysłowych, wykorzystywanej w doświadczałnictwie rolniczym, idei dekompozycji zmienności na dwie składowe: *losową*, której przyczyny są zazwyczaj trudne do pełnej identyfikacji ze względu na ich dużą ilość i stosunkowo niewielkie, krótkotrwałe oddziaływanie oraz *nielosową*, której przyczyny są łatwiejsze do identyfikacji ze względu na ich stosunkowo silne i często długotrwałe oddziaływanie. Za prawidłową strukturę obserwowanych w procesie zmienności Shewhart przyjął taką, w której nie występuje składowa nielosowa, a proces o takiej zmienności określił, jako proces pod kontrolą, zob. Myszewski (1998), s. 46. Dla potrzeb analizowania zmienności procesów Walter Shewhart stworzył w 1924 roku *karty kontrolne*,

zwane także *kartami sterowania jakością* lub po prostu *kartami Shewharta*. Stały się one z czasem podstawowym narzędziem kontroli zmienności parametrów procesu ze względu na losowe przyczyny (w granicach przypadkowych zmiennych właściwych procesowi, ale w przedziale dopuszczalnych błędów). Ich budowa oparta jest na statystyce matematycznej, a ściślej biorąc na rozkładzie normalnym (krzywej Gaussa). Istota sterowania procesem wg kart kontrolnych polega na założeniu, że proces powinien utrzymywać się w granicach określonych tolerancji.

Należy tu przypomnieć znaczące osiągnięcia Krakowskiej Szkoły Statystycznej w rozwoju metod SKJ, a zwłaszcza profesorów J. Steczkowskiego, K. Zająca oraz A. Iwasiewicza. Szczególnie nowatorskie podejście do problemów statystycznej kontroli jakości widać w dwóch pracach prof. Andrzeja Iwasiewicza, w wydanej w 1985 roku przez PWN książce: *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji; systemy i procedury*, i w wydanej drukiem rozprawie habilitacyjnej *Problemy niepełnej sprawności w statystycznej kontroli jakości* — Iwasiewicz (1987).

Pierwsza praca to owoc wieloletnich studiów prof. Iwasiewicza nad własnościami i funkcjonowaniem statystycznej kontroli jakości traktowanej w kategoriach statystycznych procedur decyzyjnych oraz nad procedurami kontrolnymi, stosowanymi zarówno w systemach z wyodrębnionym blokiem kontrolnym, jak i w systemach kontroli opartych na samokontroli z weryfikacją jej skuteczności. W pracy tej Autor zasygnalizował wiele nowych, a niekiedy kontrowersyjnych problemów, które następnie zostały szerzej naświetlone i istotnie rozwinięte w innych pracach Profesora, a także w pracach innych autorów. Do problemów tych należy zaliczyć przede wszystkim:

- nie tylko, o czym już wspomniano, ważne rozróżnienie między cechami i zmiennymi, ale także rozdzielenie pojęć cech użytkowych od cech diagnostycznych, co zostało wykorzystane do wyróżnienia jakości użytkowej i jakości diagnostycznej,
- ujęcie procesu kontroli jakości jako procesu diagnostycznego,
- analizę aspektów ekonomicznych różnych procedur kontrolnych,
- wskazanie konieczności oceny sprawności diagnostycznej stosowanych procedur kontrolnych w aspekcie odróżnienia wadliwości rzeczywistej od pozornej; odróżnienie tych dwóch rodzajów wadliwości to z pewnością spostrzeżenie prekursorskie.

Ten ostatni problem stał się wiodącym zagadnieniem drugiego dzieła prof. Iwasiewicza o przywołanym już tytule: *Problemy niepełnej sprawności w statystycznej kontroli jakości*. Jej głównym przedmiotem są wybrane zagadnienia teoretyczne i aplikacyjne statystycznej kontroli jakości, głównym zaś celem — próba zintegrowania ocen jakości produktów w trzech sferach: produkcji, obrocie towarowym i w procesach użytkowania (konsumpcji). Praca ta, która ukazała się na przełomie lat 80. i 90. była wielce pozytywnym i raczej wyjątkowym przykładem integracji i oparcia metodologicznego SKJ na ogólnych podstawach kwali-

metrycznych, a przede wszystkim udaną próbą złagodzenia dysproporcji w rozwoju teoretycznych podstaw SKJ, zwłaszcza w odniesieniu do stanu wiedzy o własnościach i funkcjonowaniu procedur kontrolnych, realizujących czynności związane z pozyskiwaniem i przetwarzaniem informacji o użyteczności produktów.

Należy też podkreślić, że zagadnienia te rozważane były również w aspekcie ekonomicznym — kategoriach kosztów związanych z funkcjonowaniem procedur kontrolnych, jak i strat związanych z niepełną lub nieznaną sprawnością tych procedur. A przecież w praktyce nieznaną sprawność diagnostycznej procedur kontrolnych jest zjawiskiem częstym, powodującym ogromne trudności z rozpoznaniem źródeł ponoszonych strat oraz z oszacowaniem ich poziomu.

Rozwijane, również przez polskich statystyków podejście, określane jako SKJ, zostało w pełni wykorzystane na etapie formułowania globalnego już podejścia do zarządzania jakością — podejścia, które od drugiej wojny światowej jest nieustannie wzbogacane w ramach koncepcji *globalnego (kompleksowego) zarządzania przez jakość* (TQM — *Total Quality Management*). Należy jednak zauważyć, że mniej więcej do połowy lat 80. ubiegłego wieku większość metod zarządzania jakością związana była głównie z zarządzaniem operacyjnym. Powstanie i rozwój TQM ułatwił przejście zagadnień jakości na wyższy poziom — poziom zarządzania strategicznego w organizacji.

W ostatnich latach TQM rozszerza znacznie zakres dotychczasowych koncepcji zarządzania jakością. Proces ten polega na stwarzaniu warunków, które sprzyjają wysokiej jakości. Koncepcja ta dotyczy wszystkich obszarów przedsiębiorstwa i stanowi obecnie kompleksowe już ujęcie projakościowych działań w firmie. Jest nowym sposobem myślenia i działania, które ma na celu kreowanie zdolności producenta do spełnienia oczekiwań konsumenta, obecnie i w przyszłości. Co jest niezwykle istotne, TQM wykracza już poza zadania dotyczące zapewnienia i doskonalenia jakości samych produktów.

TQM charakteryzują obecnie trzy konstytutywne cechy: koncentracja działalności przedsiębiorstwa na potrzebach klienta, kompleksowy styl myślenia oraz współdziałanie wszystkich pracowników przedsiębiorstwa. Koncepcja ta to przede wszystkim specyficzny rodzaj kultury przedsiębiorstwa, bazującej na umiejętności pracy zespołowej. Jest to pewna filozofia, a nie technika, którą da się wprowadzić w drodze rozporządzenia czy też przejąć od innych. Zrozumieli to Japończycy i adaptowali tę koncepcję do swoich potrzeb. Nie zrozumieli tego Amerykanie, próbując kopiować Japończyków. Skutkiem tego są często bardzo powierzchowne diagnozy np. typu: *TQM udaje się tylko w Japonii, bo oni mają odmienną kulturę*, zob. Wawak (2006).

Koncepcja TQM od samego początku wspomagana jest komplementarnymi ideami i narzędziami czy zasadami nawiązującymi do szerokiej platońskiej interpretacji jakości jako stopnia osiągniętej przez dany obiekt doskonałości. To dążenie

do doskonałości uwidacznia się przede wszystkim w jednej z kluczowych zasad zarządzania jakością — *zasadzie ciągłego doskonalenia*. Jej wyrazem jest m.in.:

- cykl PDCA z ważnym udziałem w jego tworzeniu twórcy kart kontrolnych W. Shewharta oraz W. Deminga, który w trakcie szkoleń prowadzonych w Japonii w latach 50. ubiegłego wieku nadał cyklowi współcześnie znaną strukturę; tworzą ją obecnie cztery etapy: planowanie (ang. *plan*), wykonanie (ang. *do*), sprawdzanie (ang. *check*) i działanie (ang. *act*);
- koncepcja *Kaizen*, określana jako stopniowe, niekończące się poprawianie i spełnianie coraz wyższych wymagań; nazwa tego pojęcia pochodzi od dwóch japońskich słów: „*kai*” — oznaczającego zmianę i „*zen*” — oznaczającego dobrze lub lepiej; *Kaizen* bywa określany jako koncepcja „parasol” dla wszystkich japońskich rozwiązań związanych z zarządzaniem jakością, a przede wszystkim dla takich jak Total Quality Control, koła jakości, Just In Time czy Kanban — patrz Skrzypek (2010), s. 13; Urbaniak (2010), s. 70;
- modele doskonałości; ich opracowanie zapoczątkowała Europejska Fundacja Zarządzania Jakością (EFQM), istotnie modyfikując w 2009 roku stworzony w 1991 roku model; jego istotę wyraża dziewięć kryteriów, w tym pięć opisujących potencjał organizacji i cztery dotyczące wyników jej działalności (EFQM (2009));
- trzy modele zarządzania mające w swojej nazwie ujawnioną doskonałość, a mianowicie: Doskonała Firma Innowacyjna, Filozofia Perfekcyjnego Zarządzania oraz Piramida Zarządzania Doskonałego — por. Peters (2000).

5. KILKA KONKLUZJI

1. Nakreślona w tym artykule droga „od definicji cechy do zarządzania jakością” ukazuje ważność nurtu kwalimetrycznego w ukształtowaniu obecnego stanu systemowego podejścia do zarządzania jakością.
2. „Źródłowy” charakter pojęcia cechy statystycznej jako konstruktora kategorii jakości w świetle przeprowadzonych rozważań nie powinien już budzić większych wątpliwości. Kategoria ta podlegała jednak w procesie historycznym kolejnym zawężeniom i rozszerzeniom interpretacyjnym, a także błędnym interpretacjom. Ważne znaczenie ma tu, zauważona przez prof. Iwasiewicza, konieczność odróżnienia cechy od zmiennych, ponieważ tworzenie obrazów tej samej cechy może odbywać się w różny sposób, tzn. poprzez różne zmienne (różne skale pomiarowe).
3. Trudno przecenić znaczenie zawartej w tym artykule konkluzji, że kryteria rozróżniania tego co ilościowe i jakościowe oparte na mierzalności nie mają nic wspólnego z przeciwstawianiem sobie ilości i jakości. Takie rozróżnianie tworzy tylko niekorzystne dla nauki o jakości skojarzenia, a przede wszystkim sugeruje, że jakość jest to kategoria z natury niemierzalna i tajemnicza.

Konstatacja ta jawi się obecnie jako wyraźny anachronizm w kontekście traktowania jakości jako kategorii strategicznej prawie dla wszystkich systemów zarządzania.

4. Ewolucja systemowego podejścia do zarządzania jakością ujawnia swój wyraźnie modułowy charakter. Jest to przejście od wąsko rozumianej inspekcji i kontroli jakości po szeroką filozofię kompleksowego zarządzania jakością (TQM) i koncepcje wspomagające TQM, w tym cykl doskonalenia PDCA, Kaizen czy modele doskonałości. Wszystkie te modele, a także wcześniej moduły (etapy) istotnie wzbogacały kolejne koncepcje zarządzania jakością, a zwłaszcza ich instrumentarium.
5. Ważne miejsce w tej ewolucji mają metody statystyczne, a zwłaszcza te, które określa się nazwą *statystyczna kontrola jakości* (SKJ). Znaczące osiągnięcia ma tu Krakowska Szkoła Statystyczna, a w szczególności koncepcje prof. Andrzeja Iwasiewicza dotyczące problemów niepełnej sprawności w statystycznej kontroli jakości. Zostały one ukazane w pracach PROFESORA jako oryginalna próba integrowania ocen jakości produktów w trzech sferach: produkcji, obrocie towarowym i w procesach użytkowania (konsumpcji).

BIBLIOGRAFIA

- Baborski A. (1979), *Teoria języków formalnych a modelowanie systemów dynamicznych*, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, nr 157.
- Borys T. (2000), *Ilość a jakość. Kilka refleksji po latach*, w: *Miedzy liczbą a treścią* (red. A. Iwasiewicz), Wyd. AE w Krakowie, Kraków.
- Borys T. (1984), *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław.
- Dahlgaard J.J., Kristesen K., Kanji G.K. (2000), *Podstawy zarządzania jakością*, PWN, Warszawa.
- EFQM Transition Guide (2009), EFQM, Bruksela.
- Grudowski P. (2003), *Jakość, środowisko i bhp w systemach zarządzania*, AJG, Bydgoszcz.
- Grupiński R. (1981), *Opis statystyczny w badaniach prawnoznawczych*, PWE, Warszawa.
- Hamrol A., Mantura W. (2005), *Zarządzanie jakością. Teoria i praktyka*, PWN, Warszawa-Poznań.
- Iwasiewicz A. (1985), *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji; systemy i procedury*, PWN, Warszawa.
- Iwasiewicz A. (1987), *Problemy niepełnej sprawności w statystycznej kontroli jakości*, Wyd. AE w Krakowie, Kraków.
- Karaszewski R. (2000), *Systemy zarządzania jakością największych korporacji świata i ich dyfuzja (zjawisko, rozwój, znaczenie)*, UMK, Toruń.
- Kukuła K. (1998), *Elementy statystyki w zadaniach*, PWN, Warszawa.
- Menedżer jakości* (2000), red. J. Bagiński, Politechnika Warszawska, Warszawa.
- Myszewski J. (1998), *Zarządzanie zmiennością. Systemowe spojrzenie na metody statystyczne w zarządzaniu jakością*, ORGMASZ, Warszawa.
- Peuker Z. (1972), *Statystyka*, PWE, Warszawa.
- Peters T.J., Waterman R.H. (2000), *Poszukiwanie doskonałości w biznesie*, Medium, Warszawa.
- Rogozński Z. (1976), *Metody statystyczne w prawoznawstwie*, PWE, Warszawa.
- Sawicki F. (1982), *Elementy statystyki dla lekarzy*, PWL, Warszawa.

- Skrzypek E. (2010), *Kaizen*, Problemy Jakości, nr 7.
- Smoluk A. (1996), *Pomiar jako zbiór rozmyty*, w: *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych* (red. A. Zeliaś), Wyd. AE w Krakowie, Kraków.
- Steczkowski J., Zeliaś A. (1981), *Statystyczne metody analizy cech jakościowych*, PWE, Warszawa.
- Systemy zarządzania jakością. Podstawy i terminologia* (2001), PN-EN ISO 9000:2001.
- Urbaniak M. (2010), *Kierunki doskonalenia systemów zarządzania jakością*, Uniwersytet Łódzki, Łódź.
- Wawak S. (2006), *Zarządzanie. Teoria i praktyka*, Helion, Gliwice.

SZEŚĆ SIGMA — POJĘCIE (OD PEWNEGO CZASU) NIEJEDNOZNACZNE

JERZY WAWRZYNEK

Wyższa Szkoła Handlowa we Wrocławiu
e-mail: jerzy.wawrzynek@handlowa.eu

ABSTRACT

J. Wawrzynek. *Six sigma — an ambiguous concept (for some time past)*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 81–92.

Since the nineties of the twentieth century in the literature about quality management one can meet the concept "six sigma", "6 sigma" or "6 σ ". This expression "6 sigma", "6 σ " all the time belongs to the vocabulary of probability and statistics. But now this expression is used very often in two new meanings elaborated in the field of quality management.

In the frame of probability and statistics the concept "6 sigma" is connected with the length of the so called three sigma interval fulfilling the rule of three standard deviations. In the quality management domain the term "6 σ " is used in two distinct sense. The first of the two meanings concerns the measuring of quality level using the so called process capability indices. The last of the new meaning of "6 sigma" denotes a class of quality management methods and techniques oriented to enterprise financial effectiveness.

In this note the concise characterization of every of the three meanings of the "six sigma" concept is given.

STRESZCZENIE

Począwszy od lat dziewięćdziesiątych XX wieku w piśmiennictwie z dziedziny zarządzania jakością, a nawet w materiałach reklamowych i folderach, pojawia się termin „sześć sigma”, „6 sigma” lub „6 σ ”, który nawet w polskojęzycznych publikacjach jest często wypierany przez angielskie „six sigma”. Pojęcie „6 sigma”, „6 σ ” mieści się od dawna w kanonie klasycznych pojęć rachunku prawdopodobieństwa i statystyki, natomiast w obszarze zarządzania jakością pojawia się w dwu innych odmiennych znaczeniach, najpierw jako wartość miary zdolności procesu produkcyjnego do spełnienia wymagań jakościowych określonych w projekcie wyrobu, a ostatecznie jako określenie pewnego systemu metod i technik zarządzania jakością. W tej notce scharakteryzowany jest krótko sens tego pojęcia w każdym z trzech wyodrębnionych tu znaczeń.

W klasycznej terminologii pojęć probabilistyczno-statystycznych termin „6 sigma” kojarzony jest z długością przedziału trzysigmowego konstytuującego prawo trzech odchyłeń standardowych. To podstawowe znaczenie tytułowego pojęcia — wobec prawdziwej inwazji pozostałych znaczeń — zostaje przypomniane i skomentowane w części pierwszej tej notki.

Dwa inne znaczenia pojęcia „6 sigma” rozpowszechnione w obszarze zarządzania jakością opisane są krótko w pozostałych częściach pracy. I tak, w części drugiej notki wyjaśniono znaczenie terminu „six sigma” jako wartości miary zdolności procesu produkcyjnego do spełnienia wymagań jakościowych określonych w projekcie wyrobu, co umożliwia obiektywną ocenę poziomu jakości w organizacji. Z kolei w części trzeciej opisano zastosowanie pojęcia „sześć sigma” jako nazwy pewnego finansowo efektywnego systemu metod i technik zarządzania jakością w organizacji.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

quality management, statistics, three sigma rule (3 sigma interval), process capability measures, defects per million opportunities, six sigma, DMAIC method

metoda DMAIC, miary zdolności procesu, prawo trzech odchyłeń standardowych (przedział 3 sigma), statystyka, strategia przełomu, sześć sigma, zarządzanie jakością

1. WPROWADZENIE

W piśmiennictwie z dziedziny zarządzania jakością, a nawet w materiałach reklamowych i folderach, pojawia się od lat dziewięćdziesiątych XX wieku termin „sześć sigma”, „6 sigma” lub „6 σ ”, wypierany zresztą w polskojęzycznych publikacjach coraz częściej przez angielskie „six sigma”. Pojęcie „6 sigma”, „6 σ ” zawiera się od dawna w kanonie klasycznych pojęć rachunku prawdopodobieństwa i statystyki, natomiast w obszarze zarządzania jakością pojawia się w dwu znaczeniach, najpierw jako wartość miary zdolności procesu produkcyjnego do spełnienia wymagań jakościowych określonych w projekcie wyrobu, a ostatecznie jako określenie pewnego systemu metod i technik zarządzania jakością. W dalszym ciągu zamierzamy opisać krótko sens tego pojęcia w każdym z trzech wyodrębnionych tu znaczeń.

2. TRADYCYJNE ZNACZENIE PROBABILISTYCZNO-STATYSTYCZNE

W statystyce opisowej funkcjonuje tzw. prawo trzech odchyłeń standardowych (prawo trzech sigm), które można wyrazić następująco: „W typowym materiale statystycznym w przedziale $[\bar{x} - 3s, \bar{x} + 3s]$, gdzie \bar{x} oznacza średnią arytmetyczną n obserwacji cechy mierzalnej X , podczas gdy s oznacza odchylenie standardowe tych obserwacji w próbie n — elementowej, zawierają się na ogół wszystkie obserwacje”. Prawo to posługując się takimi sformułowaniami jak: „typowy materiał statystyczny” i „na ogół wszystkie obserwacje” ma charakter nieostry, rozmyty.

W rachunku prawdopodobieństwa odpowiednikiem przedziału $[\bar{x} - 3s, \bar{x} + 3s]$ jest przedział $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$, gdzie EX oznacza wartość oczekiwaną, natomiast σ oznacza odchylenie standardowe zmiennej losowej X . Z nierówności Czebyszewa, zob. np. Fisz (1958), wiadomo, że dla dowolnej zmiennej losowej X o skończonych dwu pierwszych momentach jej realizacje zawierają się w prze-

dziale $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$ z prawdopodobieństwem równym co najmniej $8/9$. Na przykład dla zmiennej X o rozkładzie normalnym jej wartości mieszczą się w przedziale $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$ z prawdopodobieństwem około 0,9973. Z kolei dla zmiennej X o rozkładzie jednostajnym na odcinku $[a, b]$ jest $EX = (a + b)/2$ i $\sigma^2 = (b - a)^2/12$, skąd łatwo obliczyć, że zbiór $[a, b]$ wartości zmiennej X o rozkładzie jednostajnym jest podzbiorem zbioru $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$, wobec czego realizacje tej zmiennej mieszczą się w przedziale $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$ z prawdopodobieństwem 1. Interesujące jest i nietrudno to pokazać, że dla zmiennej X o rozkładzie dwumianowym z parametrami n i p wszystkie wartości tej zmiennej — od 0 do n — mieszczą się w przedziale $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$ tylko w przypadku, gdy $n = 9$ i $p = 1/2$.

W praktyce statystycznej przedział $[\bar{x} - 3s, \bar{x} + 3s]$ jak i przedział $[EX - 3\sigma, EX + 3\sigma]$ nazywane są przedziałami trzysigmowymi. Oczywiście ich długość wynosi odpowiednio $6s$ i 6σ . Stąd też w klasycznej terminologii probabilistyczno-statystycznej termin „6 sigma” kojarzony jest z długością przedziału trzysigmowego konstytuującego prawo trzech odchyłeń standardowych.

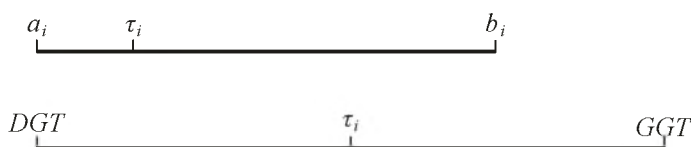
3. SIGMA — JEDNOSTKA MIARY ZDOLNOŚCI PROCESU WYTWARZANIA DO ZAPEWNIENIA WYSOKIEJ JAKOŚCI PRODUKTU

Jakość określonego (aktualnie wytwarzanego, nowego lub modyfikowanego) produktu jest m.in. funkcją pewnej liczby mierzalnych wielkości Y_1, \dots, Y_s , zwanych parametrami projektowymi. W dokumentacji technicznej danego produktu określona jest dla każdego Y_i odpowiednia wartość liczbową t_i ($i = 1, \dots, s$) zwana wartością docelową, zob. np. Iwasiewicz (1999); lub wartością pożądaną (*target value*) parametru projektowego Y_i . Równocześnie z tym, specyfikacja technologiczna produktu określa dla każdego Y_i ($i = 1, \dots, s$) pewien przedział $[a_i, b_i]$, zwany przedziałem tolerancji technologicznej. Dolna granica przedziału $[a_i, b_i]$ jest nazywana dolną granicą tolerancji (*DGT*), natomiast granica górna — górną granicą tolerancji (*GGT*). Wprawdzie $a_i \leq t_i \leq b_i$ dla każdego $i = 1, \dots, s$, ale wartość pożądana t_i nie musi być równa środkowi przedziału tolerancji $[a_i, b_i]$, a w skrajnych przypadkach może być np. $t_i = a_i$ albo $t_i = b_i$. Przypadek $t_i \neq (a_i + b_i)/2$ oraz przypadek $t_i = (DGT + GGT)/2$ zilustrowano też na rys. 1.

W odniesieniu do parametru projektowego Y_i ($i = 1, \dots, s$) jego wartość docelową t_i interpretuje się w ten sposób, że jeśli $Y_i = t_i$, to dany produkt odznacza się ze względu na Y_i najwyższą jakością. Z kolei, jeśli wartość $Y_i \in [a_i, b_i]$, to ze względu na parametr Y_i produkt spełnia wymogi technologiczne, natomiast jeśli Y_i nie mieści się w granicach przedziału tolerancji, to dany egzemplarz produktu traktowany jest jako brak.

W praktyce zarządzania jakością doskonale znany jest problem zdolności rzeczywistego procesu wytwarzania danego produktu do spełnienia wymagań

jakościowych założonych w dokumentacji projektowo-konstrukcyjnej tego produktu. Może się bowiem okazać, że zamieszczone w dokumentacji technicznej specyfikacje wartości pożądanych t_1, \dots, t_s oraz przedziałów $[a_1, b_1], \dots, [a_s, b_s]$, gwarantujące wysoką jakość produktu ze względu na wielkości Y_1, \dots, Y_s , są bardzo trudne do spełnienia w realnych warunkach technicznych konkretnego przedsiębiorstwa. Stopień tych trudności można ocenić przez pomiar zdolności realnego procesu wytwarzania do spełnienia wymagań jakościowych założonych w projekcie danego produktu. Ponieważ na poziomie procesu wytwarzania danego produktu każda z wielkości Y_1, \dots, Y_s charakteryzujących jego jakość może być interpretowana jako zmienna losowa, to w odniesieniu do wybranej zmiennej Y , miara zdolności procesu powinna być funkcją uwzględniającą relację pomiędzy przedziałem tolerancji (i wartością docelową) a rozkładem empirycznym tej zmiennej losowej.



Rys. 1. Przykładowe położenia wartości docelowej t_i w przedziale tolerancji

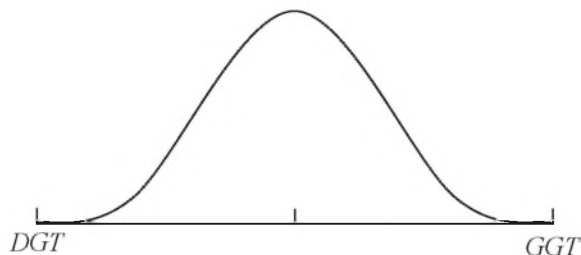
Podstawowa miara zdolności procesu do spełnienia projektowych wymagań jakościowych produktu odnośnie parametru projektowego Y wyraża się wzorem:

$$C_p = \frac{GGT - DGT}{6\sigma}, \quad (1)$$

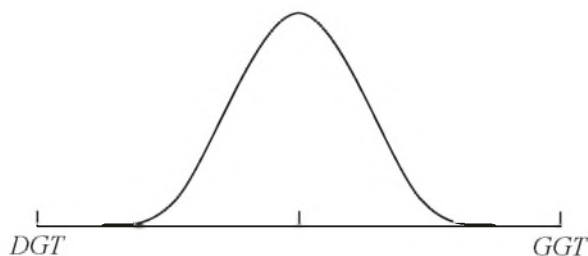
gdzie σ oznacza odchylenie standardowe rozkładu empirycznego zmiennej losowej Y .

Łatwo zauważyć, że $C_p = 1$, gdy długość $GGT - DGT$ przedziału tolerancji jest równa 6σ ; $C_p = 1,33$, gdy $GGT - DGT = 8\sigma$; $C_p = 1,67$, gdy $GGT - DGT = 10\sigma$; a $C_p = 2$, gdy $GGT - DGT = 12\sigma$. Rozpowszechniona w literaturze (por. np. Rao i in. (1996) oraz Thompson i in. (2005)) konwencja oceny poziomu jakości produktu za pomocą miary C_p jest następująca: jeśli $C_p = 1$ lub nieco więcej, to jakość znajduje się na poziomie 3σ ; jeśli $C_p = 1,33$ lub nieco więcej, to mamy do czynienia z jakością na poziomie 4σ ; jeśli $C_p = 1,67$ lub nieco więcej, to jakość znajduje się na poziomie 5σ ; zaś jeśli $C_p \geq 2$, to osiągnięto lub przekroczono poziom jakości 6σ . Ta konwencja wyznacza empirycznemu odchyleniu standardowemu σ zmiennej Y rolę jednostki miary zdolności procesu wytwarzania do zapewnienia wysokiej jakości produktu (przynajmniej ze względu na wybraną zmienną Y), a jednocześnie propaguje termin „sześć sigma” jako synonim jego znakomitej jakości.

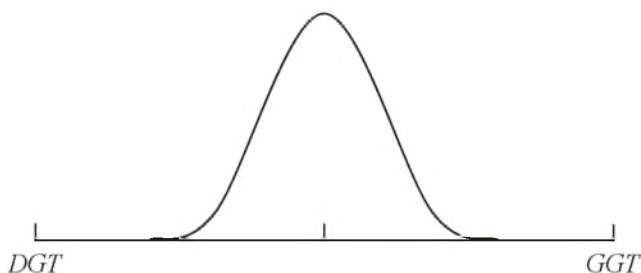
Na rysunkach 2–5 zilustrowano wpływ na zmianę wartości C_p i poziomu jakości oraz zmieniające się prawdopodobieństwa P_b wytworzenia braków w rozpatrywanych przypadkach, gdy rozkład empiryczny zmiennej Y jest w każdym z czterech procesów rozkładem normalnym o — centralnie uplasowanej względem przedziału tolerancji — wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2$ oraz stałej wartości σ , podczas gdy długość przedziału tolerancji w kolejnych procesach zwiększa się od 6σ — poprzez 8σ i 10σ — do 12σ .



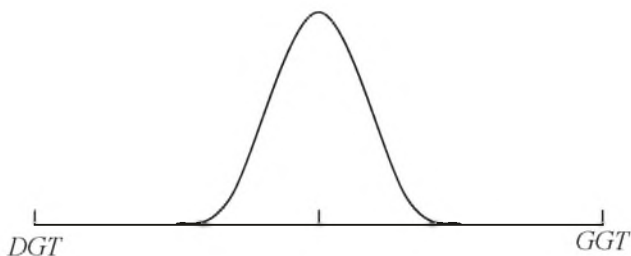
Rys. 2. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2$ w przypadku $GGT - DGT = 6\sigma$ oznacza, że $C_p = 1$ (jakość na poziomie 3σ) oraz $P_b = 0,0027$



Rys. 3. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2$ w przypadku $GGT - DGT = 8\sigma$ oznacza, że $C_p = 1,33$ (jakość na poziomie 4σ) oraz $P_b = 0,000063$



Rys. 4. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2$ w przypadku $GGT - DGT = 10\sigma$ oznacza, że $C_p = 1,67$ (jakość na poziomie 5σ) oraz $P_b = 0,00000057$



Rys. 5. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2$ w przypadku $GGT - DGT = 12\sigma$ oznacza, że $C_p = 2$ (jakość na poziomie 6σ) oraz $P_b = 0,000000002$

Zastosowanie miary (1) w celu pomiaru zdolności procesu do spełnienia zaprojektowanych wymagań jakościowych oraz ocena poziomu jakości produktu za pomocą — wynikającej z dokonanego pomiaru — odpowiedniej wielokrotności jednostki σ posiada dwie zasadnicze wady uniemożliwiające jednoznaczną interpretację i porównywalność otrzymanych wyników. Pierwsza z nich polega na tym, że dla dwu różnych procesów wytwarzania (opisanych przez dwa różne rozkłady empiryczne zmiennej procesowej), w których jednak prawdopodobieństwa P_b wytworzenia braków są takie same, wartości miary C_p mogą się różnić i tym samym poziom jakości obu procesów może zyskać paradoksalnie inną ocenę. Druga z wad polega na tym, że przy jednakowych wartościach $GGT - DGT$ i σ dla dwu różnych procesów (opisanych przez dwa różne rozkłady empiryczne), czyli dla różnych procesów o tej samej wartości C_p , prawdopodobieństwa P_b wytworzenia braków w poszczególnych procesach mogą się istotnie różnić. Wady te wynikają stąd, że miara C_p uwzględnia wpływ rozkładu empirycznego zmiennej Y na zdolność procesu oraz poziom jakości produktu jedynie poprzez odchylenie standardowe σ tego rozkładu, ignoruje jednak całkowicie typ rozkładu empirycznego i wartość oczekiwaną zmiennej Y .

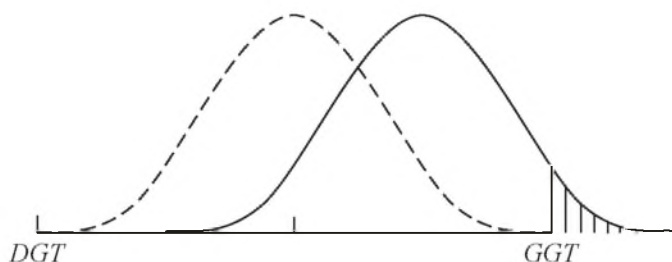
Wymienione wady miary (1) eliminuje w pewnym stopniu skorygowana miara zdolności procesu

$$C_{pk} = \frac{\min(GGT - EY, EY - DGT)}{3\sigma}, \quad (2)$$

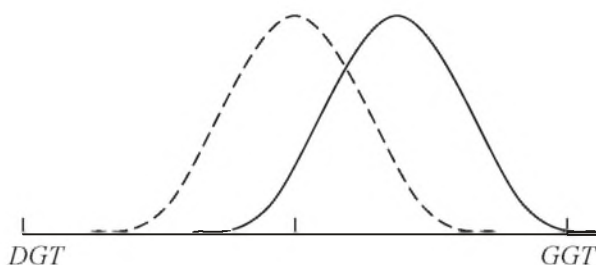
która uwzględnia wpływ rozkładu empirycznego zmiennej Y na zdolność procesu oraz poziom jakości produktu nie tylko poprzez odchylenie standardowe σ , ale także przez wartość oczekiwaną EY zmiennej Y . Można pokazać, że $C_{pk} \leq C_p$, przy czym $C_{pk} = C_p$ wtedy i tylko wtedy, gdy $EY = (DGT + DGT)/2$. Warto też zauważyć, że przy ustalonych wielkościach DGT , DGT i σ , wartości skorygowanej miary zdolności C_{pk} są tym mniejsze, im bardziej parametr EY rozkładu empirycznego zmiennej Y różni się od środka $(DGT + DGT)/2$ przedziału tolerancji

dla Y . W sytuacji, gdy $EY \neq (DGT + DGT)/2$, wielkość różnic pomiędzy wartościami C_p i C_{pk} , a w konsekwencji istotność różnic w ocenie poziomu jakości za pomocą miar C_p i C_{pk} podano na rys. 6–9 dla empirycznego rozkładu normalnego zmiennej Y z parametrami $EY = (DGT + DGT)/2 + 1,5\sigma$ oraz σ i czterech różnych długości przedziału $[DGT, DGT]$. Dla każdego z tak scharakteryzowanych procesów podano też prawdopodobieństwa P_{bk} wytworzenia braków w poszczególnych procesach. Są one oczywiście większe od podanych pod rys. 2–5 prawdopodobieństw P_b wytworzenia braków w analogicznych procesach o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2$ uplasowanej w środku przedziału $[DGT, DGT]$. Stąd też w celu realistycznej oceny poziomu jakości i stopnia zdolności procesu do spełnienia wymagań odnośnie jakości produktu należy w tych nader częstych przypadkach praktycznych, gdy $EY \neq (DGT + DGT)/2$, postulować zastosowanie miary (2).

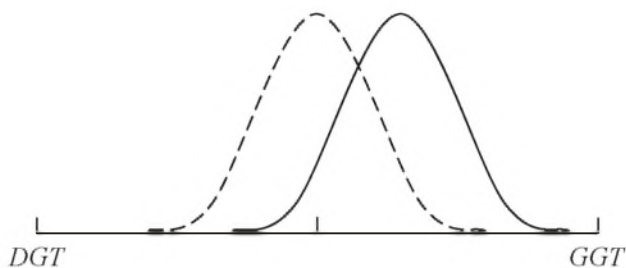
Jak już wspomniano, w praktyce rzadko ma miejsce sytuacja idealnej symetrii, polegająca na centralnym uplasowaniu rozkładu empirycznego zmien-



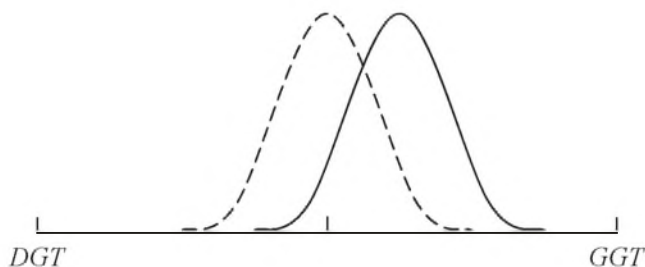
Rys. 6. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2 + 1,5\sigma$ w przypadku $GGT - DGT = 6\sigma$ oznacza, że $C_{pk} = 0,5$ oraz $P_{bk} = 0,066803$, podczas gdy ignorując przesunięcie parametru EY o $1,5\sigma$ miara $C_p = 1$ sugeruje jakość na poziomie 3σ .



Rys. 7. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2 + 1,5\sigma$ w przypadku $GGT - DGT = 8\sigma$ oznacza, że $C_{pk} = 0,833$ oraz $P_{bk} = 0,0062$, podczas gdy ignorując przesunięcie parametru EY o $1,5\sigma$ miara $C_p = 1,33$ sugeruje jakość na poziomie 4σ .



Rys. 8. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DG + DGT)/2 + 1,5\sigma$ w przypadku $GGT - DGT = 10\sigma$ oznacza, że $C_{pk} = 1,167$ oraz $P_{bk} = 0,000233$, podczas gdy ignorując przesunięcie parametru EY o $1,5\sigma$ miara $C_p = 1,67$ sugeruje jakość na poziomie 5σ .



Rys. 9. Rozkład normalny zmiennej Y o wartości oczekiwanej $EY = (DGT + DGT)/2 + 1,5\sigma$ w przypadku $GGT - DGT = 12\sigma$ oznacza, że $C_{pk} = 1,5$ oraz $P_{bk} = 0,0000034$, podczas gdy ignorując przesunięcie parametru EY o $1,5\sigma$ miara $C_p = 2$ sugeruje jakość na poziomie 6σ .

nej Y w przedziale tolerancji technologicznej, gdyż zwykle $EY \neq (DGT + DGT)/2$. Mimo to poziom jakości procesu i produktu określa się — także ze względów marketingowych — za pomocą miary C_p . Wobec opisanych wcześniej wad miary (1) dołącza się do deklaracji o osiągniętym poziomie jakości wyjaśnienie, że w konkretnym procesie wartość oczekiwana EY zmiennej Y może znajdować się w przedziale od $(DGT + DGT)/2 - 1,5\sigma$ do $(DGT + DGT)/2 + 1,5\sigma$, uzupełnione informacją o oczekiwanej liczbie braków (wad) przypadających na 1 milion jednostek produktu, której można się spodziewać — odpowiednio na poziomie 3σ , 4σ , 5σ i 6σ — w sytuacji optymalnej, gdy $EY = (DGT + DGT)/2$ oraz w sytuacji ekstremalnej, gdy $EY = (DGT + DGT)/2 \pm 1,5\sigma$. Ta oczekiwana liczba braków (wad) nazywana jest wskaźnikiem DPMO (*Defects Per Million Opportunities*) i oblicza się ją mnożąc prawdopodobieństwa P_b lub P_{bk} przez milion. Wymienione informacje (rozproszone dotąd w wyjaśnieniach pod rys. 2–9) zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1

Liczba wad przy wielkości produkcji 1 milion jednostek jako funkcja położenia wartości oczekiwanej zmiennej Y i przedziału tolerancji

Poziom jakości	$EY = (DGT + GGT)/2$	$EY = (DGT + GGT)/2 \pm 1,5\sigma$
3σ ($C_p = 1$)	2 700	66 803
4σ ($C_p = 1,33$)	63	6 200
5σ ($C_p = 1,67$)	0,57	233
6σ ($C_p = 2$)	0,002	3,4

Źródło: opracowanie własne na podstawie Rao i in. (1996).

Z tabeli 1 widać, że przedziały dopuszczalnych wartości wskaźnika $DPMO$ dla każdej pary sąsiadujących poziomów jakości są nierozłączne, np. przedział wartości $DPMO$ od 63 do 6200 dla poziomu 4σ nie jest rozłączny z przedziałem od 0,57 do 233 dla poziomu 5σ . Nierozłączność ta oznacza, że rozwiązanie problemu określania poziomu jakości w rozpowszechnionej dziś praktyce budzi zastrzeżenia ze względu na braku jednoznaczności. Spośród wielu nasuwających się tu możliwości eliminacji niedostatków stosowanej dotąd procedury — można zaproponować dwa następujące rozwiązania:

- A. Należy stosować wyłącznie skorygowany indeks zdolności procesu C_{pk} i przyjąć następującą konwencję oceny poziomu jakości produktu za pomocą miary C_{pk} : jeśli $1 \leq C_{pk} < 1,33$, to jakość znajduje się na poziomie 3σ ; jeśli $1,33 \leq C_{pk} < 1,67$, to mamy do czynienia z jakością na poziomie 4σ ; jeśli $1,67 \leq C_{pk} < 2$, to jakość znajduje się na poziomie 5σ ; zaś jeśli $C_{pk} \leq 2$, to osiągnięto lub przekroczono poziom jakości 6σ .
- B. Nie bacząc na wartości C_p lub C_{pk} przyjąć, że jakość jest na poziomie 3σ , jeśli $6200 < DPMO \leq 66803$; na 4σ , jeśli $233 < DPMO \leq 6200$; na 5σ , jeśli $3,4 < DPMO \leq 233$; na poziomie 6σ , jeśli $DPMO \leq 3,4$.

4. SIX SIGMA — SYSTEM METOD I TECHNIK ZARZĄDZANIA JAKOŚCIĄ

Termin „sześć sigma”, „6 sigma” lub „six sigma” określający nazwę specyficznego systemu zarządzania jakością pojawia się w krajowych publikacjach, także w tytułach lub podtytułach książek (por. np. Harry, Schroeder (2001); Pande i in. (2003); Thompson i in. (2005)) niemal wyłącznie w wersji „Six Sigma” jako nazwa własna systemu.

Zdolność spełnienia projektowych wymagań odnośnie jakości wyrobu na etapie rzeczywistego procesu jego produkcji, a wyrażona miarami zdolności C_p

lub C_{pk} zainspirowała autorów programu naprawczego zainicjowanego w roku 1987 w przeżywającej wówczas ostry kryzys finansowo-organizacyjny znanej firmie *Motorola*, do użycia nazwy *Six Sigma* jako określającej adekwatnie zamierzony cel tegoż programu w dziedzinie poprawy jakości. Metody, środki i narzędzia organizacyjno-menedżerskie, techniczne i statystyczne zastosowane w ramach tego programu spowodowały drastyczne obniżenie się odsetka wad i braków w procesach firmy i jej produktach aż do osiągnięcia w roku 1992 najwyższej jakości na docelowym poziomie 6 odchyłeń standardowych. Efektywność zastosowanego w firmie *Motorola* programu naprawczego skłoniła innych potentatów nowoczesnej technologii, takich jak np. *Boeing* lub *IBM* do włączenia technik zastosowanych w programie *Six Sigma* do systemów metod ciągłego doskonalenia jakości obowiązujących w tych koncernach.

Harry i Schroeder (2001) definiują *Six Sigma* jako proces gospodarczy umożliwiający radykalną poprawę wyników finansowych organizacji dzięki planowaniu i kontrolowaniu przebiegu pracy w sposób, który pozwala zminimalizować zużycie surowców i powstawanie odpadów, a jednocześnie prowadzący do większej satysfakcji klientów.

Pande, Neuman i Cavanagh (2003) określają *Six Sigma* jako kompleksowy i elastyczny system osiągania, utrzymywania i maksymalizowania sukcesu w biznesie, kierowany zrozumieniem potrzeb klientów, zdyscyplinowanym wykorzystaniem faktów, danych i wyników analiz statystycznych, którego podstawą jest zarządzanie, usprawnianie i ciągle tworzenie nowych, coraz doskonalszych rozwiązań w odniesieniu do wszelkich procesów (nie tylko podstawowych, ale również pomocniczych) w organizacji.

W praktyce przedsiębiorstw metoda *Six Sigma* koncentruje się na tzw. strategii przełomu. *Strategia przełomu* w koncepcji *Six Sigma* jest ściśle uporządkowaną metodą rozwiązywania długotrwałych problemów dotyczących nieodpowiedniej jakości. Metoda ta zdefiniowana jest jako ciąg 8 ściśle określonych etapów realizowanych na 3 poziomach: poziomie przedsiębiorstwa, poziomie operacyjnym oraz poziomie procesu. Kolejne etapy strategii przełomu to (por. np. Rao i in. (1996); Thompson i in. (2005)):

1. Rozpoznanie stanu przedsiębiorstwa lub problemów operacyjnych, identyfikacja kluczowych klientów i procesów. Na poziomie procesu etap ten nie występuje.
2. Definiowanie (*Define*) wymagań klientów i wynikających stąd planów poprawy wyników organizacji oraz odpowiadających im projektów *Six Sigma*. Obejmuje ono m.in. zdefiniowanie cech krytycznych dla jakości oraz zdefiniowanie i zatwierdzenie projektu w odpowiednim obszarze.
3. Pomiar (*Measure*) cech krytycznych dla jakości, pomiar procesów, systemów przedsiębiorstwa i efektów realizacji projektów *Six Sigma*.
4. Analizę (*Analyse*) danych przy zastosowaniu metod statystycznych, obejmującą ocenę zmienności procesu, porównanie osiągniętego wyniku w relacji do

zaplanowanego celu oraz analizę sytuacji organizacji w kontekście *benchmarkingu*.

5. Poprawianie (*Improve*), polegające na podjęciu działań zorientowanych na wyeliminowanie ujawnionych problemów. Usprawnianie dotyczy systemu zarządzania organizacją, systemu realizacji projektów *Six Sigma*, a w szczególności eliminacji przyczyn zmienności procesowej.
6. Kontrola (*Control*) skuteczności przyjętych usprawnień dla wyniku finansowego organizacji. W przypadku zadowalającej rentowności zapewnienie stałości zaakceptowanych rozwiązań w sferze systemu zarządzania przedsiębiorstwem oraz systemu realizacji *Six Sigma*, a także miar zdolności i optymalnych wartości parametrów procesów.
7. Standaryzacja najlepszych rozwiązań.
8. Integracja najlepszych rozwiązań z systemem zarządzania jakością, a nawet z procesem planowania strategicznego przedsiębiorstwa.

Pierwsze litery angielskich nazw *define, measure, analyse, improve* i *control* etapów od 2 do 6 tworzą skrót *DMAIC*. Etapy od 2 do 6 strategii przełomu, czyli metoda *DMAIC* — w przeciwieństwie do opcjonalnego charakteru kroków 1, 7 i 8 — stosowana jest w metodologii *Six Sigma* w sposób obligatoryjny niezależnie od tego, czy strategia przełomu realizowana jest na poziomie firmy, na poziomie operacyjnym czy też na poziomie procesu. Centralną rolę i niezbędność metody *DMAIC* dla strategii przełomu określa się też eufemizmem „pięć kroków do sukcesu”.

W literaturze (por. np. Harry i Schroeder (2001); Pande i in. (2003)) poświęconej metodologii *Six Sigma* podkreśla się wartość i efektywność strategii przełomu — zwłaszcza w sferze kondycji finansowej przedsiębiorstwa, jej kultury organizacyjnej oraz obrazu firmy w otoczeniu.

Stwierdzenie Harry'ego i Schroedera (2001), że „firmy wprowadzają *Six Sigma* przede wszystkim po to, by więcej zarobić” jest oczywistym truizmem. Ponieważ pieniądze dostarczane są przedsiębiorstwu głównie przez klienta, to firma wdrażająca system *Six Sigma* — oprócz zorientowania na procesy — powinna zwracać się w kierunku klienta. Dla klienta bardzo często najważniejsza jest praktyczna użyteczność nabywanego produktu lub usługi i dlatego firma powinna dbać o to, by oczekiwania klienta co do użyteczności wyrobu były wszechstronnie spełnione. Z drugiej strony producent dostrzega swoją użyteczność w tym, że jego produkt jest dochodowy. Jednak w przypadku produktów o niskiej jakości traci zarówno firma jak i jej klienci, gdyż każda wada i brak pomniejszają ekonomiczną wartość wyrobu lub usługi dla obydwu stron. Ostatecznie zatem nabywcy skupiają się na jakości wyrobów i usług, a producenci na jakości procesu wytwarzania.

W przeciwieństwie do niektórych innych systemów zarządzania jakością, które koncentrowały się na zaspokajaniu oczekiwań klientów bez względu na ołbrzymie nieraz koszty osiągnięcia tego celu, strategia przełomu *Six Sigma* dopusz-

cza tylko takie metody osiągania satysfakcji klientów, które pozwalają osiągnąć niski poziom zmienności procesów, czyli wysoką jakość wyrobów przy nakładach ograniczonych w sposób umożliwiający organizacji osiągnięcie przewagi konkurencyjnej.

W celu pomyślnej realizacji strategii przełomu, system *Six Sigma* stosuje dyskusyjne rozwiązanie organizacyjne polegające na ściśle określonym podziale ról personelu organizacji. Role te i funkcje wynikają z posiadanej wiedzy poszczególnych pracowników i stanowiska zajmowanego przez nich w hierarchii systemu zarządzania jakością. W *Six Sigma* zastosowano nazewnictwo ról i funkcji pochodzące od stopni stosowanych we wschodnich sztukach walki, gdzie osoby z większym doświadczeniem, wiedzą i osiągnięciami posiadają wyższy status w hierarchii. Poczynając od najwyższego szczebla ról i funkcji stosuje się następujące nazwy: *champions* (czempioni), *master black belts* (mistrzowie czarnego pasa), *black belts* (posiadacze czarnego pasa), *green belts* (posiadacze zielonego pasa) oraz dodatkowo *white belts* (posiadacze białego pasa). Opisane rozwiązanie nosi znamiona działania socjotechnicznego zorientowanego na skłonienie pracowników do bardziej efektywnej i kreatywnej pracy.

LITERATURA

- Fisz M. (1958), *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna*, PWN, Warszawa.
- Harry M., Schroeder R. (2001), *Six Sigma. Wykorzystanie programu jakości do poprawy wyników finansowych*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Iwasiewicz A. (1999), *Zarządzanie jakością; podstawowe problemy i metody*, PWN Warszawa-Kraków.
- Pande P.S., Neumann R.P., Cavanagh R.R. (2003), *Six Sigma. Sposób poprawy wyników nie tylko dla firm takich, jak GE czy Motorola*, K.E. Liber, Warszawa.
- Rao A., Cair L.P., Damolena I., Kopp R.J., Martin J., Rafii F., Schlesinger P.F. (1996), *Total Quality Management: A Cross Functional Perspective*, Wiley, New York.
- Thompson J.R., Koronacki J., Nieckuła J. (2005), *Techniki zarządzania jakością od Shewharta do metody "Six Sigma"*, Akademicka Oficyna Wydawnicza Exit, Warszawa.
- Wawrzynek J. (2001), *Prognozowanie jakości w firmie*, PN AE Wrocław, 919, s. 69–76.

STATYSTYCZNE STEROWANIE PROCESAMI O DANYCH STOCHASTYCZNIE ZALEŻNYCH — PUŁAPKI ROZWIĄZAŃ STANDARDOWYCH

OLGIERD HRYNIEWICZ

Instytut Badań Systemowych PAN

e-mail: hryniewi@ibspan.waw.pl

ABSTRACT

O. Hryniewicz. *Statistical process control for stochastically dependent data — pitfalls of using standard solution.* Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 93–106.

Shewhart control charts are the most frequently used tools of statistical process control. In their standard form they are designed under the assumption that consecutive observations are statistically independent and described by the normal distribution. When these assumptions are not fulfilled statistical properties of the Shewhart control charts are different from those assumed for the design purposes. When consecutive observations are not independent the properties of some Shewhart control charts have been investigated only in the case of classic autoregression processes. Hryniewicz (2012) considered the influence of the type of dependence, described in terms of copulas, on the properties of the Shewhart charts for monitoring the mean value of the process. In this paper some results from Hryniewicz (2012) have been recalled. Some new results, obtained for the R -chart used for the control of the variability of a process, have been presented.

STRESZCZENIE

Karty kontrolne Shewharta są najczęściej stosowanym narzędziem statystycznego sterowania procesami. W swojej podstawowej postaci są one projektowane przy założeniu, że kolejne obserwacje procesu są statystycznie niezależne, i że są opisane rozkładem normalnym. Jeśli powyższe założenia nie są spełnione, to własności statystyczne kart kontrolnych Shewharta różnią się od tych, które zakłada się w procesie projektowania. Gdy kolejne obserwacje nie są niezależne, własności niektórych kart kontrolnych Shewharta zostały zbadane dla przypadku klasycznych procesów autoregresji. Hryniewicz (2012) rozpatrywał wpływ typu zależności pomiędzy obserwacjami, opisanego za pomocą pojęcia kopuli, na własności karty Shewharta służącej do monitorowania wartości średniej procesu. Niektóre z własności karty Shewharta omawiane w tamtej pracy zostały przypomniane w niniejszym opracowaniu, które zawiera ponadto nowe wyniki dotyczące analogicznego zagadnienia w odniesieniu do karty kontrolnej R , służącej do sterowania zmiennością monitorowanych procesów.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

Karty kontrolne Shewharta, obserwacje zależne, średnia długość przebiegu

Shewhart control charts, dependent observations, average run length

1. WPROWADZENIE

Statystyczne sterowanie procesami (*Statistical Process Control* — SPC) zostało zaproponowane przez Waltera Shewharta w latach dwudziestych ubiegłego wieku. Przez wiele lat stanowiło mało popularny dział statystycznego sterowania jakością (*Statistical Quality Control* — SQC), zwanego tradycyjnie w Polsce statystyczną kontrolą jakości (SKJ). Przez wiele lat procedury statystycznej kontroli odbiorczej stanowiły podstawowe narzędzia SQC, co — moim zdaniem — w pełni uzasadniało tradycyjną wersję polskiego tłumaczenia angielskiego terminu SQC. Dopiero wprowadzenie do repertuaru narzędzi SPC statystycznych metod sekwencyjnych takich jak karty kontrolne sum skumulowanych (CUSUM) spowodowało, że zagadnieniami SPC zaczęło zajmować się na świecie wielu badaczy. Jeżeli dodamy, że praktyka produkcyjna wymusiła zwiększenie wagi narzędzi SPC względem wagi narzędzi statystycznej kontroli odbiorczej, to stanie się jasne, że obecnie statystyczne sterowanie procesami (SPC) stanowi główny dział statystycznego sterowania jakością, a przez wielu praktyków jest z nim po prostu utożsamiane.

Statystyczna kontrola jakości, rozumiana w zasadzie jako statystyczna kontrola odbiorcza, była przedmiotem zainteresowania polskich naukowców (Obal-ski, Oderfeld, Steinhaus) od początku lat pięćdziesiątych ubiegłego wieku. W tym czasie powstało wiele polskich norm statystycznej kontroli odbiorczej, które wyróżniały się na świecie swoją oryginalnością. Natomiast problemami SPC zajmowało się w Polsce niewielu praktyków, nie wykraczając poza zastosowanie znanych na całym świecie (i stosowanych powszechnie do dzisiaj) kart kontrolnych Shewharta. Śp. Profesor Andrzej Iwasiewicz, pamięci którego poświęcone jest niniejsze wydawnictwo, był pierwszym polskim naukowcem, który prowadził badania naukowe nad nowymi narzędziami SPC, a także wprowadzał je do praktyki. Najważniejszym owocem jego prac w tym zakresie była wydana przez PWN oryginalna monografia *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji: systemy i procedury* — Iwasiewicz (1985). Można więc przyjąć, że był On w Polsce prekursorem badań nad nowoczesnymi metodami statystycznego sterowania procesami.

Od okresu pionierskiego w zakresie badań nad procedurami SPC upłynęło już wiele lat. W międzyczasie powstało wiele prac naukowych napisanych przez wybitnych naukowców i poświęconych temu zagadnieniu. Dla potrzeb statystycznego sterowania procesami zaproponowano wykorzystanie zaawansowanych metod statystycznych, często powstałych w innych obszarach zastosowań

statystyki matematycznej. Powstało też wiele prac, w których zaproponowano różne metody pozwalające odejść od podstawowego paradygmatu tradycyjnego SPC, jakim jest przyjęcie *niezależności* wyników pomiarów opisujących te procesy charakterystyk jakościowych. Zostały zaproponowane nowe statystyczne procedury kontrolne, które odznaczały się jednak dużym (w ocenie praktyków) stopniem skomplikowania. W pracach tych przyjmowano pewne popularne modele zależności pomiędzy wynikami kolejnych pomiarów, nie wykraczając przy tym poza opis procesu wykorzystujący pojęcie wielowymiarowego rozkładu normalnego.

W pionierskiej pracy — Hryniewicz i Szediw (2010) pokazano, że w przypadku występowania innych typów zależności stochastycznej oraz różniących się od normalnego rozkładów wartości charakterystyk jakościowych, stosowanie zaproponowanych dotychczas procedur może prowadzić do błędnych decyzji. Sytuacja staje się wręcz dramatyczna, gdy do sterowania jakością procesów o nietypowo zależnych obserwacjach wykorzystamy tradycyjne metody SPC, jakimi są karty kontrolne Shewharta. Po raz pierwszy zwrócono na to uwagę w pracy Hryniewicza (2012).

Niniejszy artykuł można traktować jako pewne uzupełnienie wymienionych powyżej prac. Pokazano w nim pułapki, z jakimi mogą spotkać się praktycy, którzy stosują powszechnie znane (standardowe) metody statystyczne do sterowania procesami o obserwacjach zależnych. W kolejnych sekcjach artykułu przedstawiony zostanie w dużym skrócie zarys metodologii SPC dla procesów o zależnych obserwacjach. Następnie zostaną omówione problemy z praktyczną oceną siły zależności pomiędzy takimi obserwacjami. Na zakończenie przedstawione zostaną przykłady pokazujące potencjalne niebezpieczeństwa związane z zastosowaniem klasycznych kart kontrolnych Shewharta w przypadku statystycznego sterowania procesami o danych zależnych.

2. STATYSTYCZNE STEROWANIE PROCESAMI (SPC) W PRZYPADKU DANYCH ZALEŻNYCH

Podstawowym założeniem, jakie przyjmuje się konstruując standardowe karty kontrolne (Shewharta, CUSUM, EWMA) jest *wzajemna niezależność* kolejnych obserwacji kontrolowanego procesu. W przypadku klasycznej karty Shewharta przekłada się to na niezależność kolejnych punktów wykreślanych na karcie kontrolnej, co oczywiście nie jest prawdą w przypadku bardziej skomplikowanych procedur takich jak karty CUSUM lub EWMA. Drugim, stosowanym np. w normach założeniem jest przyjęcie rozkładu normalnego jako probabilistycznego modelu opisującego wyniki pomiarów. Nieadekwatność pierwszego z tych założeń w przypadku wielu procesów (zwłaszcza procesów ciągłych, jak np. procesy chemiczne) wykazano w wielu pracach takich jak np. Wardell *i in.* (1994) oraz

Alwan i Roberts (1995). W tej sytuacji starano się zaproponować rozwiązania, które pozwoliłyby na korzystanie z metod SPC w przypadku sterowania procesami o zależnych obserwacjach.

Pierwsze prace poświęcone kartom kontrolnym (głównie kartom Shewharta) pojawiły się w latach siedemdziesiątych ubiegłego stulecia. Należą do nich prace: Johnson i Bagshaw (1974) oraz Vasilopoulos i Stamboulis (1978). Można je traktować jako prekursorów całego nurtu prac związanych z nazwiskami Lu, Reynoldsa Jr. oraz Schmida, w których proponowano różne modyfikacje klasycznych kart kontrolnych, uwzględniające określone rodzaje zależności pomiędzy obserwacjami procesów. Inny nurt został zainicjowany pracą — Alwan i Roberts (1988), w której do sterowania procesami o danych zależnych zaproponowano zastosowanie klasycznych kart kontrolnych, ale wykorzystanych do analizy residuów, a nie do oryginalnych pomiarów. Istnieje też trzeci nurt zapoczątkowany pracą: Yourstone i Montgomery (1989), w którym do monitorowania procesów o danych zależnych zaproponowano kartę kontrolną współczynnika autokorelacji. Szersze omówienie tych podejść można znaleźć w niepublikowanej rozprawie doktorskiej, zob. Olwert (2012).

3. BADANIE ZALEŻNOŚCI W PROCESACH

Zagadnienie badania zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu jest szczególnym przypadkiem jednego z najważniejszych zadań statystyki, jakim jest badanie zależności pomiędzy zmiennymi losowymi. Zagadnieniem tym statystycy zajmują się co najmniej od XIX wieku, a poświęcona temu literatura jest niezwykle bogata. W praktyce najczęściej spotykaną miarą zależności pomiędzy obserwacjami w procesie jest współczynnik autokorelacji (rzędu k) będący współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona pomiędzy ciągiem obserwacji a tym samym ciągiem przesuniętym o k jednostek i w wersji populacyjnej zdefiniowany dla procesów stacjonarnych jako:

$$R_k = \frac{E[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)]}{\sigma^2}, \quad (1)$$

gdzie μ jest wartością oczekiwaną zmiennej losowej X , a σ^2 jej wariancją, przy czym założona stacjonarność obserwowanego procesu pociąga za sobą stałość tych dwu parametrów w czasie.

Współczynnik autokorelacji R_k jest, jako szczególny przypadek współczynnika korelacji Pearsona, miernikiem zależności liniowej. O jego ograniczonej przydatności do oceny zależności w przypadkach nieliniowych, np. nieliniowych zależnościach regresyjnych, można przeczytać w każdym podręczniku statystyki. Jest jednak rzeczą znaną mniej powszechnie, że jest on dobrą miarą zależności pomiędzy dwiema zmiennymi losowymi wyłącznie wtedy, gdy ich

łączny rozkład należy do rodziny tzw. rozkładów elipsoidalnych, przy czym wniosek odwrotny nie jest już uprawniony. W praktyce statystycznej oznacza to, że współczynnik korelacji liniowej Pearsona jest dobrą miarą zależności tylko w przypadku, gdy badane zmienne losowe opisane są łącznym dwuwymiarowym rozkładem normalnym.

W celu poszukania bardziej uniwersalnej miary zależności pomiędzy zmiennymi losowymi rozpatrzmy przypadek najbardziej ogólny. Z fundamentalnego twierdzenia Sklara (1959) wynika, że łączny rozkład prawdopodobieństwa $F(x, y)$ dowolnych zmiennych losowych X i Y jest w sposób jednoznaczny opisany funkcją C zwaną *kopulą*

$$F(x, y) = C(F(x), G(y)), \quad (2)$$

przy czym funkcje $F(x)$ oraz $G(y)$ są, odpowiednio, dystrybuantami rozkładów brzegowych zmiennych losowych X oraz Y , a funkcję C definiuje się jako:

$$C: [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1], \quad (3)$$

spełniającą warunki:

$$\forall u, v \in \langle 0, 1 \rangle \ C(0, v) = 0, C(u, 0) = 0,$$

$$\forall u, v \in \langle 0, 1 \rangle \ C(1, v) = v, C(u, 1) = u,$$

$$\forall u_1, u_2, v_1, v_2 \in \langle 0, 1 \rangle, u_1 < u_2, v_1 < v_2,$$

$$C(u_1, v_2) + C(u_2, v_1) \leq C(u_1, v_1) + C(u_2, v_2).$$

Jak łatwo zauważyć, miary zależności pomiędzy zmiennymi losowymi, których łączny rozkład opisany jest kopulą, powinny zależeć wyłącznie od typu kopuli i jej parametrów. Tymczasem, współczynnik korelacji Pearsona zależy (o czym wiadomo od bardzo dawna) od postaci rozkładów brzegowych.

Dla dowolnej kopuli dwuwymiarowej słuszne są nierówności znane w teorii prawdopodobieństwa (i wyznaczone przed wprowadzeniem pojęcia kopuli) jako nierówności Frechéta–Hoeffdinga

$$\max(0, u + v - 1) \leq C(u, v) \leq \min(u, v). \quad (4)$$

Granice Frechéta–Hoeffdinga odpowiadają przypadkom minimalnej i maksymalnej sile zależności pomiędzy zmiennymi losowymi. W pracy Hryniewicza i Karpińskiego (2012) wykorzystano je w celu wykazania istnienia następujących własności współczynnika korelacji liniowej Pearsona.

Własność 1: Jeśli rozkłady prawdopodobieństwa zmiennych losowych X oraz Y mają ten sam kształt, wówczas maksymalna wartość współczynnika korelacji Pearsona jest równa 1 ($r_{\max} = 1$).

Własność 2: Jeśli rozkłady prawdopodobieństwa zmiennych losowych X oraz Y są symetryczne względem zera i mają ten sam kształt, wówczas minimalna wartość współczynnika korelacji Pearsona jest równa -1 ($r_{\min} = -1$).

Własność 3: Jeśli przynajmniej jedna ze zmiennych losowych X oraz Y ma rozkład symetryczny, wówczas $r_{\min} = -r_{\max}$.

Przykład: Niech zmienne losowe X oraz Y mają ten sam wykładniczy rozkład prawdopodobieństwa o wartości oczekiwanej równej 1. Wówczas mamy:

$$r_{\min} = \text{Cov}_{\text{neg}}(X, Y) = \int_0^{\infty} (x-1) \left(\left(-\ln[1 - e^{-x}] \right) - 1 \right) e^{-x} dx = 1 - \frac{\pi^2}{6} = -0,644934. \quad (5)$$

Całka w (5) została wyznaczona z wykorzystaniem obliczeń symbolicznych i numerycznych wykonanych za pomocą pakietu matematycznego MATHEMATICA™.

Jak widać, zastosowanie współczynnika korelacji Pearsona do oceny siły zależności pomiędzy zmiennymi losowymi może prowadzić do zupełnie błędnych wniosków, zwłaszcza, gdy zmienne te mają niesymetryczne rozkłady prawdopodobieństwa i odznaczają się ujemną zależnością. W związku z tym, do oceny siły zależności pomiędzy wartościami kolejnych obserwacji procesu lepiej wykorzystywać nieparametryczne miary zależności nie mające niepożądanych właściwości współczynnika korelacji Pearsona. Jedną z nich jest współczynnik korelacji rangowej τ Kendalla.

Współczynnik korelacji rangowej τ Kendalla został zaproponowany w roku 1938 i wykorzystuje pojęcie *zgodnych* i *niezgodnych* par obserwacji. Para wektorowych obserwacji (x_i, y_i) (x_j, y_j) ciągłych zmiennych losowych (X, Y) jest *zgodna*, jeśli odpowiadające sobie rangi składowych obu wektorów są zgodne, tzn. albo $R_i > R_j$ oraz $S_i > S_j$ albo $R_i < R_j$ oraz $S_i < S_j$. W przeciwnym wypadku taką parę nazywamy *niezgodną*. Próbkowy współczynnik korelacji Kendalla τ jest definiowany jako

$$\tau_{xy} = 2 \frac{\text{liczba par zgodnych} - \text{liczba par niezgodnych}}{n(n-1)}. \quad (6)$$

Wygodna reprezentacja τ została zaproponowana w pracy Genesta i Rivesta (1993) w następującej postaci:

$$\tau_{xy} = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^n V_i - 1, \quad (7)$$

gdzie

$$V_i = \text{card} \left\{ (X_j, Y_j) : X_j < X_i, Y_j < Y_i \right\} / (n-1), i = 1, \dots, n. \quad (8)$$

Populacyjna wersja τ Kendalla została podana w monografii, zob. Nelsen (2006). Dla dowolnej kopuli wartość τ wyznaczana jest z zależności:

$$\tau(X, Y) = 4 \iint_{[0,1]^2} C(u, v) dC(u, v) - 1. \quad (9)$$

Warto zauważyć, że w przypadku zmiennych opisanych dwuwymiarowym rozkładem normalnym istnieje następująca zależność pomiędzy współczynnikiem korelacji r Pearsona i współczynnikiem korelacji τ Kendalla:

$$\tau = \arcsin(r) / (\pi / 2). \quad (10)$$

Dla innych rozkładów wielowymiarowych takiej zależności nie da się prosto wyznaczyć.

Powszechnie znany współczynnik korelacji rangowej ρ Spearmana może być również wyznaczony dla dowolnej kopuli, jednakże dla najczęściej stosowanych kopul nie istnieją jawne wzory pozwalające przeprowadzać odpowiednie obliczenia.

W przypadku gdy n kolejnych obserwacji procesu tworzy pewien szereg czasowy Z_1, Z_2, \dots, Z_n , do analizy ich wzajemnej zależności można wykorzystać współczynnik korelacji τ Kendalla przyjmując, że składowe wektora (X_i, Y_i) wyznacza się z zależności: $X_i = Z_i$ oraz $Y_i = Z_{i+1}$ dla $i = 1, \dots, n-1$. Oznaczmy przez M losową liczbę niezgodności, tzn. liczbę par wektorów (Z_i, Z_{i+1}) i (Z_j, Z_{j+1}) , w przypadku których mamy albo $Z_i < Z_j$ i $Z_{i+1} > Z_{j+1}$, albo $Z_i > Z_j$ i $Z_{i+1} < Z_{j+1}$. Współczynnik korelacji (a w zasadzie autokorelacji) τ Kendalla wyznaczany jest teraz ze wzoru:

$$\tau_n = 1 - \frac{4M}{(n-1)(n-2)}, \quad (11)$$

gdzie

$$M = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^{n-1} I(Z_i < Z_j, Z_{i+1} > Z_{j+1}), \quad (12)$$

a $I(A)$ jest funkcją wskaźnikową zbioru A .

W przypadku klasycznej statystyki τ Kendalla danej wzorem (7), jej rozkład w przypadku wzajemnej niezależności zmiennych X oraz Y znany jest od dawna. Jeżeli jednak mamy do czynienia z kolejnymi obserwacjami procesu, to nawet przy niezależnych obserwacjach Z_i, Z_{i+1} , odpowiednie pary wektorów definiujących τ Kendalla nie są niezależne. Rozkład statystyki τ Kendalla został w tym przypadku wyznaczony dopiero w pracy Fergusona i in., (2000). W pracy Hryniewiczza i Szediw (2010) skorzystano z tego wyniku do konstrukcji karty kontrolnej pozwalającej monitorować występowanie zależności pomiędzy kolej-

nymi obserwacjami procesu. Karta ta ma o wiele lepsze właściwości w porównaniu do wspomnianej już karty kontrolnej współczynnika autokorelacji zaproponowanej w pracy: Yourstone i Montgomery (1989).

4. WPŁYW SIŁY I TYPU ZALEŻNOŚCI NA WŁASNOŚCI KARTY KONTROLNEJ SHEWHARTA

Jak już wspomniano we Wstępie, własności kart kontrolnych Shewharta dla przypadku, gdy zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu mają klasyczny charakter regresyjny (autoregresyjny), były badane przez wielu autorów. Przyjmowane w tych pracach założenia, rozpatrywane w terminach teorii kopuł, sprowadzają się do przyjęcia jako modelu zależności kopuli gaussowskiej (normalnej) danej zależnością:

$$C_N(u, v) = \Phi_N(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v); r), \quad (13)$$

gdzie $\Phi_N(x, y; r)$ jest dystrybuantą dwuwymiarowego standaryzowanego rozkładu normalnego o współczynniku korelacji r , zaś $\Phi^{-1}(x)$ jest funkcją odwrotną do dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego (funkcją kwantylową). W pracy Hryniewiczza (2012) postawiono pytanie o własności karty Shewharta, gdy zależność pomiędzy kolejnymi obserwacjami może być opisana inną kopulą, na przykład:

a) kopulą Claytona, zob. Clayton (1978)

$$C(x, y) = [F^{-\theta}(x) + G^{-\theta} - 1]^{1/\theta}, \theta \in \{(-1, \infty) \setminus \{0\}\}, \quad (14)$$

b) kopulą Franka, zob. Frank (1979)

$$C(x, y) = -\frac{1}{\theta} \ln \left(1 + \frac{(e^{-\theta F(x)} - 1)(e^{-\theta G(y)} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right), \theta \in \{(-\infty, \infty) \setminus \{0\}\}, \quad (15)$$

c) oraz kopulą Gumbela, zob. Gumbel (1960)

$$C(x, y) = \exp \left(- \left[(-\ln F(x))^\theta + (-\ln G(y))^\theta \right]^{1/\theta} \right), \theta > 0. \quad (16)$$

Próba odpowiedzi na to pytanie została dokonana z wykorzystaniem metod symulacyjnych (Monte Carlo). Skorzystano tu ze znanych związków pomiędzy postaciami w/w kopuł a współczynnikiem τ Kendalla, a także znanych metod generowania zmiennych wektorów losowych opisanych wymienionymi powyżej

kopulami. W symulacjach opisanych w pracy Hryniewicza (2012) przyjęto założenie, że rozkłady brzegowe we wszystkich rozpatrywanych przypadkach są rozkładami normalnymi.

Podstawową charakterystyką każdej karty kontrolnej jest oczekiwana liczba kontroli pomiędzy kolejnymi alarmami ARL (*Average Run Length*). Jeżeli proces znajduje się w stanie ustabilizowanym, wartość ARL określana wówczas jako ARL0 oznacza oczekiwany czas pomiędzy fałszywymi alarmami (oczekiwany czas do wystąpienia fałszywego alarmu). W Tablicy 1, opracowanej na podstawie wyników opublikowanych w pracy Hryniewicza (2012) podano, jak zmienia się wartość ARL0 dla karty \bar{X} –średnie Shewharta w zależności od mierzonej współczynnikiem korelacji Kendalla τ siły zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu oraz od typu kopuli opisującej taką zależność.

Z danych przedstawionych w Tablicy 1 wynika, że występowanie zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu wydłuża oczekiwany czas do wystąpienia fałszywego alarmu, co jest cechą pożądaną. Wielkość takiego wydłużenia zależy jednak zdecydowanie od typu zależności. W przypadku kopuli gaussowskiej (klasyczny proces autoregresji) wzrost jest z początku wolny, ale w przypadku występowania silnych zależności, wartości ARL0 stają się bardzo duże. Można też zauważyć symetrię funkcji ARL0(τ) względem zera. Taka sama symetria występuje w przypadku kopuli Franka, ale zwiększenie wartości ARL0 jest tu zdecydowanie mniejsze. W przypadku kopuli Clayтона funkcja ARL0(τ) jest wyraźnie niesymetryczna względem zera. Z kolei, w przypadku kopuli Gumbela, dla której zależności mogą być tylko dodatnie, już dla małych wartości τ występuje bardzo silny wzrost wartości ARL0.

Tablica 1

Wartości ARL0 dla karty \bar{X} — średnie Shewharta

τ Kendalla	Gauss	Clayton	Frank	Gumbel
0,8	1391,0	759,3	385,4	1301,8
0,5	466,8	622,4	373,1	633,6
0,3	389,0	496,0	373,4	528,6
0,1	371,1	384,4	370,5	456,4
0	370,5	370,5	370,5	370,5
-0,1	371,3	370,6	371,2	X
-0,3	390,0	384,3	374,1	X
-0,5	468,4	433,9	375,0	X
-0,8	1379,4	898,6	384,0	X

Tablica 2

Wartości ARL dla karty \bar{X} — średnie Shewharta — przesunięcie o 1σ

τ Kendalla	Gauss	Clayton	Frank	Gumbel
0,8	273,2	90,3	86,7	653,0
0,5	71,9	48,6	54,2	126,7
0,3	52,3	45,2	47,7	73,1
0,1	45,1	43,7	45,4	50,4
0	43,8	43,8	43,8	43,8
-0,1	43,6	43,7	44,8	X
-0,3	44,4	44,6	44,5	X
-0,5	51,0	50,2	45,5	X
-0,8	135,2	101,0	52,4	X

Oznaczmy przez σ odchylenie standardowe statystyki wykreślanej na karcie Shewharta. Zobaczmy teraz jak reaguje karta Shewharta na przesunięcie wartości oczekiwanej o wartość $k\sigma$. W Tablicy 2 na podstawie wyników opublikowanych w pracy Hryniewicza (2012) podano wartości ARL w przypadku, gdy $k = 1$, co odpowiada przypadkowi stosunkowo niewielkiego rozregulowania kontrolowanego procesu. Z kolei, w Tablicy 3 podano wartości ARL w przypadku, gdy $k = 3$, co odpowiada przypadkowi bardzo silnego rozregulowania kontrolowanego procesu.

Tablica 3

Wartości ARL dla karty \bar{X} — średnie Shewharta — przesunięcie o 3σ

τ Kendalla	Gauss	Clayton	Frank	Gumbel
0,8	10,6	24,9	9,8	9,1
0,5	3,2	4,1	4,5	3,2
0,3	2,5	2,6	3,6	2,4
0,1	2,1	2,1	3,1	2,1
0	2,0	2,0	2,0	2,0
-0,1	1,9	1,9	2,9	X
-0,3	1,8	1,8	2,8	X
-0,5	1,7	1,8	2,7	X
-0,8	1,6	1,7	2,6	X

Z danych przedstawionych w Tablicach 2 oraz 3 wynika, że występowanie dodatnich zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu w ujemny sposób wpływa na zdolność karty \bar{X} -średnie Shewharta do wykrywania rozregulowania procesu. Dla zależności o małej lub umiarkowanej sile pogorszenie to jest stosunkowo niewielkie (z wyjątkiem przypadku kopuli Franka dla przypadku $k = 3$). Jednakże w przypadku silnych dodatnich zależności, własności detekcyjne karty stają się bardzo słabe. Dotyczy to zwłaszcza przypadku kopul Gaussa i Gumbela dla $k = 1$ oraz kopuli Clayтона dla $k = 3$. Podobne pogorszenie własności detekcyjnych karty obserwowane jest również w przypadku zależności ujemnych, ale wyłącznie dla słabych rozregulowań procesu. Dla silnych rozregulowań ($k = 3$) wartości detekcyjne ulegają poprawie (z wyjątkiem przypadku kopuli Franka).

Podsumowując, można stwierdzić, że zarówno siła i kierunek zależności (czego można było się spodziewać), jak i opisany kopulą rodzaj zależności, w sposób istotny wpływają na własności karty \bar{X} -średnie Shewharta. Okazuje się, że stwierdzenie takiego samego rozkładu obserwowanych wartości procesu oraz takiej samej siły zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu nie wystarcza, by przewidzieć zdolności detekcyjne karty kontrolnej. Należy dodatkowo uwzględnić rodzaj zależności, co do momentu opublikowania pracy nie było zauważone, zob. Hryniewicz (2012).

Wpływ wzajemnej zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami kontrolowanego procesu na własności kart służących do kontroli wartości średniej procesu był — jak wspomniano powyżej — przedmiotem badań od wielu lat. W praktyce SPC stosuje się także karty kontrolne służące do kontroli zmienności procesu, takie jak np. karta odchylenia standardowego (karta s) Shewharta lub karta rozstępu (karta R) Shewharta. Ich własności zostały dobrze zbadane w przypadku, gdy kolejne obserwacje opisane są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach normalnych. Odejście od tych założeń powoduje, że analiza własności tych kart kontrolnych napotyka na olbrzymie trudności. W przeciwieństwie do kart służących do kontroli wartości średnich zmiennych o rozkładzie normalnym, rozkłady prawdopodobieństwa mierzonych zmiennych losowych oraz rozkłady prawdopodobieństwa wyznaczanych statystyk mają różną postać. Jeśli, na dodatek, chcielibyśmy uwzględnić wzajemne zależności pomiędzy wykresłanymi na karcie statystykami, powstają nowe problemy utrudniające określenie własności kart kontrolnych nawet metodami symulacyjnymi. Z tego też powodu prace poświęcone wpływowi zależności w kontrolowanych procesach na własności kart kontrolnych służących do kontrolowania zmienności procesu praktycznie nie istnieją.

W celu zbadania własności przykładowej karty służącej do kontroli zmienności procesu, jaką jest karta rozstępu R założmy, że obserwowane wartości rozpatrywanej charakterystyki jakościowej opisane są rozkładem normalnym, a ponadto ich wzajemna zależność opisana jest jedną z wymienionych już kopul.

Przyjmujemy też dodatkowe założenie upraszczające, zgodnie z którym zależność pomiędzy ostatnią obserwacją z danej próbki losowej a pierwszą obserwacją kolejnej próbki losowej jest taka sama jak zależność pomiędzy kolejnymi obserwacjami w próbce (traktujemy więc kolejne próbki jako kolejne segmenty kontrolowanego procesu). Dla tak opisanego procesu przeanalizowaliśmy wpływ siły i rodzaju istniejących zależności na występowanie fałszywych alarmów na karcie kontrolnej R .

Tablica 4

Wartości ARL0 dla karty R Shewharta

τ Kendalla	Gauss	Clayton	Frank	Gumbel
0,8	1180000	> 1500000	401824	> 10000000
0,5	11670	9770	1724	92669
0,3	1056	1474	501	4316
0,1	344	332	260	984
0	218	218	218	218
-0,1	151	147	180	X
-0,3	76	77	137	X
-0,5	53	55	96	X
-0,8	105	71	51	X

Wartości przedstawione w Tablicy 4 zostały wyznaczone metodami symulacyjnymi przy stosunkowo małych liczbach wykonanych przebiegów procesu symulacji. Nie są to więc oszacowania dokładne, choć ich analiza pozwala wysnuć kilka ważnych wniosków o charakterze praktycznym. Po pierwsze, widać bardzo szybki wzrost wartości parametru ARL0 wraz ze wzrostem siły dodatniej zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami kontrolowanego procesu. ARL0 rośnie najszybciej, gdy zależność opisana jest kopulą Gumbela, a najwolniej, gdy zależność opisana jest kopulą Franka. Ponieważ wartość ARL0 jest miarą oczekiwanego czasu do wystąpienia „fałszywego alarmu”, tak duże wartości mogłyby wydawać się korzystne. Należy jednak pamiętać, że są one konsekwencją zbyt szerokich (w stosunku do zmienności kontrolowanego procesu) przedziałów pomiędzy granicami kontrolnymi. W rezultacie znacznemu wzrostowi ulegną również oczekiwane czasy do wystąpienia „prawdziwych alarmów”, co jest zjawiskiem zdecydowanie niekorzystnym. W przypadku występowania pomiędzy kolejnymi obserwacjami zależności ujemnej, sytuacja jest niejako odwrotna. Wraz ze wzrostem siły ujemnej zależności wartość ARL0 najpierw maleje, a później rośnie (dla kopuli Franka dla wartości τ mniejszych od -0,8). Oznacza to czę-

ste występowanie „fałszywych alarmów”, co jest konsekwencją zbyt wąskich (w stosunku do zmienności kontrolowanego procesu) przedziałów pomiędzy granicami kontrolnymi. Nie jest to sytuacja korzystna. Z drugiej jednak strony oznacza to, że w przypadku rozregulowania kontrolowanego procesu, które ma charakter wzrostu jego zmienności, alarmy pojawiają się szybciej niż w przypadku procesów o niezależnych obserwacjach.

5. PODSUMOWANIE

Przedstawione w niniejszej pracy wyniki badań pokazują w sposób całkowicie jednoznaczny, że występowanie zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami kontrolowanego procesu w sposób istotny zmienia charakterystyki podstawowych narzędzi statystycznego sterowania procesami, jakimi są karty kontrolne Shewharta. Wniosek ten nie jest nowy i znalazł potwierdzenie w wielu pracach poświęconych analizie procesów opisanych klasycznymi (normalnymi) procesami autoregresji. Nowością, zwłaszcza w przypadku zastosowań karty kontrolnej R , służącej do monitorowania zmienności procesu, jest zauważenie istotnego wpływu rodzaju zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami na charakterystyki kart kontrolnych. Okazuje się, że w przypadku takich samych (normalnych) rozkładów obserwowanych wartości i takiej samej, mierzonej za pomocą współczynnika τ Kendalla siły zależności pomiędzy kolejnymi obserwacjami procesu, statystyczne charakterystyki kart kontrolnych Shewharta mogą być zasadniczo różne, w zależności od typu kopuli opisującej zależność kolejnych obserwacji.

BIBLIOGRAFIA

- Alwan L.C., Roberts H.V. (1988), *Time-series modeling for statistical process control*, Journal of Business & Economic Statistics, 6, 87–95.
- Alwan, L.C., Roberts H.V. (1995), *The problem of misplaced control limits*, Journal of the Royal Statistical Society Series C (Applied Statistics), 44, 269–306.
- Bagshaw M., Johnson R.A. (1975), *The Effect of Serial Correlation on the Performance of CUSUM Tests II*, Technometrics, 17, 73–80.
- Clayton G. G. (1978), *A model for Association in Bivariate Life Tables and its Applications in Epidemiological Studies of Familial Tendency in Chronic Disease Incidence*, Biometrika, 65, 141–151.
- Ferguson T.S., Genest C., Hallin M. (2000), *Kendall's tau for Serial Dependence*, The Canadian Journal of Statistics, 28, 587–604.
- Frank M.J. (1979), *On the Simultaneous Associativity of $F(x,y)$ and $x+y-F(x,y)$* , Aequationes Mathematicae, 19, 194–226.
- Genest C., Rivest L.P. (1993), *Statistical Inference Procedures for Bivariate Archimedean Copulas*, Journal of the American Statistical Association, 88, 1034–1043.
- Gumbel E.J. (1960), *Distributions des valeurs extrêmes en plusieurs dimensions*, Publications de l'Institut statistique de l'Université de Paris, 9, 171–173.

- Hryniewicz O., Karpiński J. (2012), *Prediction of reliability — pitfalls of using Pearson's correlation*, Raport IBS PAN, RB/19/2012.
- Hryniewicz O., Szediw A. (2010), *Sequential Signals on a Control Chart Based on Nonparametric Statistical Tests*, w: *Frontiers in Statistical Quality Control — 9* (red. H.-J. Lenz, P-Th. Wilrich, W Schmid), Physica-Verlag, Heidelberg, 99–117.
- Hryniewicz O. (2012), *On the Robustness of the Shewhart Control Chart to Different Types of Dependencies in Data*, w: *Frontiers in Statistical Quality Control — 10* (red. H.-J. Lenz, W Schmid, P-Th. Wilrich), Physica-Verlag, Heidelberg, 19–33.
- Iwasiewicz A. (1985), *Statystyczna kontrola jakości w toku produkcji: systemy i procedury*, PWN, Warszawa.
- Nelsen R.B. (2006), *Introduction to Copulas*, Springer, New York.
- Olwert A. (2012), *Karta Kendalla jako narzędzie do wykrywania zależności pomiędzy kolejnymi pomiarami procesów*, Rozpr. dokt. IBS PAN, Warszawa.
- Sklar A. (1959), *Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges*, Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris, 8, 229–231.
- Vasilopoulos A.V, Stamboulis A.P (1978), *Modification of Control Limits in the Presence of Correlation*, Journal of Quality Technology, 10, 20–30.
- Wardell D.G., Moskowitz H., Plante R.D. (1994), *Run-Length Distributions of Special-Cause Control Charts for Correlated Processes*, Technometrics, 36, 3–17.
- Yourstone S.A., Montgomery D.C. (1989), *A Time-Series Approach to Discrete Real-Time Process Quality Control*, Quality and Reliability Engineering International, 5, 309–317.

O PROCEDURZE KART KONTROLNYCH W PRZYPADKU, GDY ZMIENNA DIAGNOSTYCZNA MA ROZKŁAD ASYMETRYCZNY¹

JANUSZ L. WYWIAŁ

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
e-mail: janusz.wywial@ue.katowice.pl

ABSTRACT

J.L. Wywiał. *On construction of control card in the case when the variable under study has skewed probability distribution.* Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 107–116.

The problem of statistical quality control is taken into account. A new proposition of control card construction is proposed. The problem is considered as testing statistical hypothesis on expected value of the variable under study (diagnostic variable) under the assumption that the variable has skewed probability. The proposed test statistic is constructed on the rather well known following property that the covariance between sample variance and sample mean is proportional to the third central moment of a variable. This property is applied to construction of test statistic based on the regression estimator. The limit distribution of the test statistic is normal.

STRESZCZENIE

W mniejszej pracy rozważano powszechnie używaną w statystycznej kontroli jakości procedurę kart kontrolnych lecz przy założeniu, że zmienna diagnostyczna ma niekoniecznie rozkład sy-

¹ Niniejsza praca ma stanowić przyczynek do metodologii statystycznej stosowanej w kontroli jakości i jest dedykowana jej wybitnemu znawcy, którym był Profesor Andrzej Iwasiewicz. Pozwól sobie napisać, iż miałem wielokrotnie zaszczyt rozmawiać z Profesorem na tematy statystyki matematycznej i jej zastosowań i to nie tylko w kontroli jakości. Profesor, jako prawdziwy statystyk, miał umiejętność kojarzenia pozornie na pierwszy rzut oka nie związanych ze sobą faktów. W szczególności podkreślał, że metodologia stosowana w kontroli jakości jest podobna do tej, którą posługujemy się do testowania odpowiednio sformułowanych hipotez statystycznych. Ponadto, Profesor jasno uświadomił mi jaka jest najistotniejsza różnica między formułowaniem problemu testowania odpowiednich hipotez statystycznych w kontroli jakości i audycie statystycznych. Stwierdził, że w statystycznej kontroli jakości główną wagę kładzie się na prawdopodobieństwo popełnienia błędu pierwszego rodzaju, czyli poziomu istotności, a w audycie finansowym na prawdopodobieństwo popełnienia błędu drugiego rodzaju. To jest jedna z inspiracji, którą zawdzięczam Profesorowi.

metryczny. Analizowany problem sprowadzono do zagadnienia weryfikacji hipotezy o wartości oczekiwanej tej zmiennej diagnostycznej, przy czym zakłada się, że ta zmienna ma rozkład asymetryczny. Znaną własność występowania korelacji między średnią i wariancją z tej samej próby wykorzystano do konstrukcji sprawdzianu testu. Wykazano, że ten sprawdzian ma granicznie rozkład normalny. Przy spełnieniu pewnych dodatkowych warunków test wykorzystujący proponowany sprawdzian może mieć większą moc od testu, którego sprawdzianem jest zwykła średnia arytmetyczna z próby prostej.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

control card, test statistic, regression estimator, asymmetric distribution, limit theorem

karty kontrolne, test statystyczny, estymator regresyjny, rozkład asymetryczny, twierdzenie graniczne

1. WPROWADZENIE

Tekst niniejszej pracy dotyczy powszechnie używanej w statystycznej kontroli jakości tzw. procedury kart kontrolnych. Klasyczna wersja tej procedury jest używana przy założeniu, że zmienna diagnostyczna ma rozkład symetryczny, zwykle normalny. Szerokie rozważania na ten temat prowadzą m.in. Iwasiewicz (1999) i Kończak (2007). To założenie jest wygodne z metodologicznego punktu widzenia, jakkolwiek w praktyce nie można wykluczyć pojawiania się asymetrycznych rozkładów zmiennej diagnostycznej. W związku z tym w pracach z zakresu statystycznej kontroli jakości ukazują się prace dotyczące procedur konstrukcji kart kontrolnych przy nieklasycznych założeniach, czym m.in. zajmuje się Kończak (2007).

W niniejszej pracy będziemy zakładać, iż rozkład zmiennej losowej diagnostycznej jest asymetryczny, oraz że jego momenty do czwartego rzędu włącznie istnieją. W celu uproszczenia prowadzonych rozważań, co nie umniejsza ogólności uzyskanych wyników, analizowany problem sprowadzamy do zagadnienia testowania hipotez statystycznych. Zakładamy, że odchylenie od wartości pożądanej nadziei matematycznej zmiennej diagnostycznej świadczy o rozregulowaniu się procesu produkcyjnego. Sprowadza się to, jak wiadomo, do weryfikacji hipotezy o wartości oczekiwanej tej zmiennej. Ponadto, będziemy zakładać, że zmienna diagnostyczna ma rozkład asymetryczny. Proponowany w pracy sprawdzian testu jest wynikiem wykorzystania własności zależności między średnią i wariancją z tej samej próby. Okazuje się, że kowariancja tych parametrów jest równa trzeciemu momentowi centralnemu zmiennej losowej, z której rozkładu pochodzi próba. Tą własność Wywiał (2009) wykorzystał do podniesienia dokładności estymatora wartości średniej w domenie populacji, który tutaj wykorzystamy do testowania hipotezy statystycznej o zmiennej diagnostycznej dalej oznaczanej przez zmienną losową Y .

Zakładamy, że zmienna losowa Y ma momenty do czwartego włącznie, które oznaczamy przez:

$$v_r(Y) = v_r = E(Y - E(Y))^r, \quad r=2,3,4,\dots$$

Momenty z próby oznaczamy przez:

$$V_{r,s} = \frac{1}{n-1} \sum_{i \in s} (Y_i - \bar{Y}_s)^r, \quad r=2,3,\dots$$

Średnią i wariancję z próby s oznaczamy odpowiednio przez

$$\bar{Y}_s = \frac{1}{n} \sum_{i \in s} Y_i, \quad V_{2s} = \frac{1}{n-1} \sum_{i \in s} (Y_i - \bar{Y}_s)^2.$$

Ich podstawowe parametry są następujące:

$$\begin{aligned} E(\bar{Y}_s) &= \mu, & D^2(V_{2,s}) &= \frac{v_2}{n}, \\ E(V_{2,s}) &= v_2 + O(n^{-1}), \\ D^2(V_{2,s}) &= \frac{1}{n}(v_4 - v_2^2) + O(n^{-2}), \end{aligned}$$

gdzie $O(n^{-2})$ jest pewną stałą zmierzającą do zera tak jak ciąg $\{n^{-2}\}$. Kowariancja między tymi parametrami, por. np. Kendall i Stuart (1967), wynosi:

$$\text{Cov}(\bar{Y}_s, V_{2,s}) = \frac{1}{n} v_3 + O(n^{-2}). \quad (1)$$

To pozwala wyznaczyć liniową regresję drugiego rodzaju średniej względem wariancji

$$\bar{Y}_s \approx \alpha V_{2,s} + \beta. \quad (2)$$

Kryterium metody najmniejszych kwadratów prowadzi do wyznaczenia następujących parametrów α i β :

$$\alpha = \frac{\text{Cov}(\bar{Y}_s, V_{2,s})}{D^2(V_{2,s})}, \quad \beta = \mu - \alpha E(V_{2,s}).$$

Zapisane wzory można przepisać następująco, por. np. Wywiał (2009):

$$\alpha = \frac{v_3}{v_4 - v_2^2} = \kappa \sqrt{\frac{v_4 - v_2^2}{v_2}}, \quad \beta = \mu - \alpha v_2,$$

gdzie:

$$\kappa = \frac{v_3}{\sqrt{v_2(v_4 - v_2^2)}}, \quad -1 \leq \kappa \leq 1 \quad (3)$$

jest unormowanym współczynnikiem asymetrii (skośności) zmiennej losowej. Jeśli rozkład zmiennej jest symetryczny, to $\kappa = 0$. Gdy rozkład zmiennej losowej jest prawostronnie (lewostronnie) asymetryczny, to $\kappa \geq 0$ ($\kappa \leq 0$). Wywiał (1981, 1983) zauważa, że współczynnik κ jest współczynnikiem korelacji pary zmiennych losowych Y i $(Y - E(Y))^2$. Przykładowo, można pokazać, że gdy zmienna losowa ma rozkład wykładniczy, to $\kappa = \frac{1}{\sqrt{2}} \approx 0,7071$, por. Wywiał (2009).

2. WERYFIKACJA HIPOTEZ

Proces kontroli jakości formułujemy w następujący sposób. W kolejnych okresach czasu są pobierane z partii (populacji) wyprodukowanych wyrobów próby, w których są obserwowane wartości zmiennej diagnostycznej, którą oznaczyliśmy przez Y , a jej wartość oczekiwaną przez $\mu = E(Y)$. Dla ustalenia uwagi założymy, że duże dodatnie odchylenie od wartości średniej zmiennej diagnostycznej świadczy o wystąpieniu wybrakowanych produktów, co jest zwykle efektem rozregulowania się procesu wytwórczego. Z formalnego punktu widzenia mamy więc do czynienia z weryfikacją hipotezy sprawdzanej:

$$H_0: \mu = \mu_0 \quad (4)$$

względem alternatywnej

$$H_1: \mu > \mu_0, \quad (5)$$

przy czym przez μ_0 oznaczono wartość oczekiwaną zmiennej diagnostycznej przy założeniu, że proces produkcyjny przebiega prawidłowo.

1.1. Przypadek znanej wariancji zmiennej diagnostycznej

W pewnych sytuacjach wartości zmiennej diagnostycznej zależą tylko od stopnia dokładności przyrządu pomiarowego, którym są obserwowane. W związku z tym fabrycznie określony stopień dokładności pomiarów przyrządu można użyć jako wielkości proporcjonalnej do odchylenia standardowego zmiennej diagnostycznej. Dalej założymy, że to odchylenie standardowe jest właśnie równe parametrowi dokładności pomiarów określającemu fabrycznie. Niech $s = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ będzie próbą prostą z rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej Y .

Wówczas do testowania hipotezy H_0 można użyć następującego tzw. estymatora regresyjnego:

$$\hat{Y}_{1s} = \bar{Y}_s + \alpha_s (v_2 - V_{2,s}), \quad (6)$$

gdzie:

$$\alpha_s = \frac{V_{3,s}}{V_{4,s} - V_{2,s}^2}.$$

Wywiał (2009) wykazał, że jeśli rozmiar próby $n \rightarrow \infty$, to zapisana statystyka ma rozkład $\hat{Y}_{1s} \sim N(\mu, D^2(\hat{Y}_{1s}))$, gdzie

$$D^2(\hat{Y}_{1s}) \approx \frac{v_2}{n} - \frac{V_3^2}{(v_4 - v_2^2)n} = \frac{v_2}{n} (1 - \kappa^2).$$

Do estymacji tej wariancji można użyć statystyki

$$D_s^2(\hat{Y}_{1s}) = \frac{V_{2,s}}{n} - \frac{V_{3,s}^2}{(V_{4,s} - V_{2,s}^2)n} = \frac{V_{2,s}}{n} (1 - \kappa_s^2), \quad (7)$$

gdzie:

$$\kappa_s = \frac{V_{3,s}}{\sqrt{V_{2,s}(V_{4,s} - V_{2,s}^2)}}.$$

W związku z tym sprawdzian sformułowanej hipotezy H_0 można określić wzorem:

$$Z_s = \frac{\hat{Y}_{1s} - \mu_0}{D_s(\hat{Y}_{1s})}. \quad (8)$$

Na podstawie znanych twierdzeń o granicznym rozkładzie funkcji momentów z próby, por. np. Cramér (1945) lub Rao (1965), można wykazać, że jeśli rozmiar próby $n \rightarrow \infty$ oraz hipoteza H_0 jest prawdziwa, to rozkładem granicznym prawdopodobieństwa zmiennej losowej Z_s jest standardowy rozkład normalny zmiennej losowej $Z \sim N(0, 1)$. To już pozwala na wyznaczenie wartości krytycznej testu. Zatem, przy poziomie istotności α , wartość krytyczna z_α testu wynika z wyrażenia $P(Z > z_\alpha | H_0) = \alpha$. Stąd wnioskujemy, że górna linia karty kontrolnej ma postać:

$$y_\alpha = \mu_0 + z_\alpha D_s(\hat{Y}_{1s}). \quad (9)$$

Jeśli $z_s \geq z_{\alpha}$, co jest równoważne nierówności $\hat{y}_{1,s} \geq y_{\alpha}$, to odrzucamy hipotezę H_0 z prawdopodobieństwem popełnienia błędnej decyzji równym α . Innymi słowy, w tym przypadku z prawdopodobieństwem pomyłki równym α twierdzimy, że proces produkcyjny rozregulował się.

1.2. Przypadek nieznanej wartości wariancji zmiennej diagnostycznej

Zakładamy, że w kolejnych okresach czasu $t = 1, \dots, D+1$ są przeprowadzane pomiary zmiennej diagnostycznej na produktach wylosowanych do kolejnych prób. Zmienną diagnostyczną w t -tym okresie czasu oznaczamy przez Y_t , jej wartość oczekiwaną przez $E(Y_t) = \mu_t$. Zakładamy, że wariancje $D^2(Y_t) = v_2$, dla $t = 1, \dots, D+1$. Pozostałe momenty centralne oznaczamy przez $v_{r,t} = E(Y_t - \mu_t)^r$, $r = 3, 4, \dots$

Niech $s_t = (Y_{t,1}, Y_{t,2}, \dots, Y_{t,n_t})$ będzie próbą prostą, w której są obserwowane wartości zmiennej diagnostycznej Y_t , czyli w t -tym okresie czasu wylosowaną z rozkładu t -tej zmiennej diagnostycznej. Łączną próbę obserwowaną w D -okresach czasu oznaczamy przez $s = s_1 \cup s_2 \cup \dots \cup s_D$. Rozmiar próby s_t wynosi n_t , a więc rozmiar próby s wynosi $n = \sum_{k=1}^D n_k$. Wariancja v_2 może być szacowana za pomocą statystyk:

$$V_{2,s_t} = \frac{1}{n_t - 1} \sum_{i \in s_t} (Y_i - \bar{Y}_{s_t})^2, \quad \bar{Y}_{s_t} = \frac{1}{n_t} \sum_{i \in s_t} Y_i, \quad t=1, \dots, D+1,$$

lub

$$\bar{V}_{2,s} = \frac{1}{D-1} \sum_{t=1}^D V_{2,s_t}.$$

Nas interesuje weryfikacja hipotezy o wartości oczekiwanej zmiennej diagnostycznej w okresie $D+1$, czyli:

$$H_0: \mu_{D+1} = \mu_0. \quad (10)$$

względem alternatywnej hipotezy

$$H_1: \mu_{D+1} > \mu_0. \quad (11)$$

Do tego celu wykorzystamy dane o rozkładzie prawdopodobieństwa zmiennej diagnostycznej gromadzone w próbach z wcześniejszych okresów czasu. Sta-

tystykę testową konstruujemy na podstawie następującego estymatora przeciętnej w $D+1$ okresie czasu:

$$\hat{Y}_{2,s_{D+1}} = \bar{Y}_{s_{D+1}} + \alpha_{s_{D+1}} (\bar{V}_{2,s} - V_{2,s_{D+1}}), \quad (12)$$

gdzie:

$$\alpha_{s_{D+1}} = \frac{V_{3,s_{D+1}}}{V_{4,s_{D+1}} - V_{2,s_{D+1}}^2},$$

Wywiał (2009) wykazał, że jeśli $n_t \rightarrow \infty$ dla $t = 1, \dots, D$, to $\hat{Y}_{2,s_{D+1}} \sim N(\mu_{D+1}, D^2(\hat{Y}_{2,s_{D+1}}))$, gdzie

$$D^2(\hat{Y}_{2,s_{D+1}}) \approx D^2(\dot{Y}_{1,s_{D+1}}) + \frac{v_2 \kappa_{D+1}^2}{D \bar{n}_{H,D}} \geq D^2(\hat{Y}_{1,s_{D+1}}) + \frac{v_2 \kappa_{D+1}^2}{n}, \quad (13)$$

gdzie:

$$D^2(\hat{Y}_{1,s_{D+1}}) \approx \frac{v_2}{n_{D+1}} (1 - \kappa_{D+1}^2), \quad \kappa_{D+1} = \frac{v_{3,D+1}}{\sqrt{v_2(v_{4,D+1} - v_2^2)}},$$

$$\bar{n}_{H,D-1} = \frac{D}{\sum_{t=1}^D \frac{1}{n_t}} \leq \bar{n}_D = \frac{1}{D} \sum_{t=1}^D n_t = \frac{n}{D},$$

przy czym $\bar{n}_{H,D-1}$ jest średnią harmoniczną rozmiarów prób.

Wariancję $D^2(\hat{Y}_{2,s_{D+1}})$ można estymować za pomocą statystyki:

$$D_s^2(\dot{Y}_{2,s_{D+1}}) = \frac{\bar{V}_{2,s}}{n_{D+1}} (1 - \kappa_{s,D+1}^2) + \frac{v_2 \kappa_{s,D+1}^2}{D \bar{n}_{H,D}}, \quad (14)$$

gdzie:

$$\kappa_{s,D+1} = \frac{V_{3,s_{D+1}}}{\sqrt{V_{2,s_{D+1}}(V_{4,s_{D+1}} - V_{2,s_{D+1}}^2)}},$$

$$V_{r,s_t} = \frac{1}{n_t - 1} \sum_{i \in s_t} (Y_{t,i} - \bar{Y}_{s_t})^r, \quad r=2,3,4,\dots$$

W celu weryfikacji określonej wyrażeniem (7) hipotezy konstruujemy następującą statystykę testową:

$$U_s = \frac{\hat{Y}_{2,s_{D+1}} - \mu_0}{D_s(\hat{Y}_{2,s_{D+1}})}. \quad (15)$$

Podobnie jak w uprzednim punkcie, można wykazać, że jeśli rozmiary prób $n_t \rightarrow \infty$ dla $t = 1, \dots, D+1$ oraz hipoteza H_0 jest prawdziwa, to rozkładem granicznym prawdopodobieństwa zmiennej losowej U_s jest standardowy rozkład normalny zmiennej losowej $U \sim N(0,1)$. Zatem, przy poziomie istotności α , wartość krytyczna u_α testu jest wyznaczana z wyrażenia $P(U > u_\alpha | H_0) = \alpha$. Stąd wynika, że górna linia karty kontrolnej ma postać:

$$y_\alpha = \mu_0 + u_\alpha D_s(\hat{Y}_{2,s}). \quad (16)$$

Jeśli $u_s \geq u_\alpha$, co jest równoważne nierówności $\hat{y}_{1,s} \geq y_\alpha$, to odrzucamy hipotezę H_0 z prawdopodobieństwem popełnienia błędnej decyzji równym α . Oznacza to, iż z prawdopodobieństwem pomyłki równym α twierdzimy, że proces produkcyjny rozregulował się.

3. UWAGI KOŃCOWE

Przedstawiona procedura wyznaczania karty z pojedynczą linią kontrolną da się natychmiastowo uogólnić na przypadek dwóch takich linii. Wiąże się to tylko ze zmianą sposobu specyfikacji alternatywnej hipotezy, określonej wzorami (5) lub (11), które należy zastąpić odpowiednio następującymi $H_1: \mu \neq \mu_0$ lub $H_1: \mu_{D+1} \neq \mu_0$. Wówczas mamy do czynienia z dwustronnym obszarem krytycznym testu. Zatem np. wartości krytyczne $u_{1,\alpha/2}$ i $u_{2,\alpha/2}$ testu rozważanego w punkcie 2.2 wyznaczamy odpowiednio z wyrażen $P(U \leq u_{1,\alpha/2} | H_0) = \alpha/2$ i $P(U \geq u_{2,\alpha/2} | H_0) = \alpha/2$.

Przedstawiona procedura konstrukcji kart kontrolnych dla asymetrycznej zmiennej diagnostycznej nie wymaga szczegółowych założeń o postaci rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej diagnostycznej. Wymaga się jedynie aby istniały momenty centralne rozkładu tej zmiennej co najmniej czwartego rzędu. Z drugiej jednak strony zaproponowana procedura wymagać będzie losowania prób o znacznych rozmiarach. Zwykle zakłada się, że rozkłady funkcji momentów centralnych z próby są zbieżne do rozkładu normalnego dla prób o rozmiarach rzędu kilkuset elementów, a w każdym razie o wielkości co najmniej stu elementów.

Duże rozmiary prób powiększają koszty kontroli jakości. Po to by je obniżyć można rozważyć użycie innych statystyk testowych, których dystrybucję rozkładu można już przybliżać przy mniejszym rozmiarze próby. Wiadomo, że ciągi rozkładów symetrycznych są zwykle szybciej zbieżne do rozkładu normalnego. Zatem w szczególności logarytmowanie wartości zmiennej diagnostycznej powinno spowodować szybszą zbieżność rozkładu statystyk testowych określonych wzorami (8) i (15) do rozkładu normalnego. W tej sytuacji trzeba jeszcze pamiętać, że formalnie nie mamy już do czynienia z weryfikacją hipotezy statystycznej o wartości oczekiwanej zmiennej diagnostycznej Y , lecz z testowaniem hipotezy o nadziei matematycznej jej logarytmu, czyli $E(\ln(Y))$. Zarysowana właśnie procedura umożliwi wyznaczenie wartości krytycznych rozważanych testów już przy mniejszym rozmiarze próby. Wspomnijmy jeszcze, iż w literaturze statystycznej rozważa się także inne transformacje symetryzujące rozkłady zmiennych losowych, por. np. Carroll i Ruppert (1988) lub Yeo i Johnson (2000).

Z założenia o stabilności wariancji zmiennej diagnostycznej wynika, że wariancja użytego do konstrukcji sprawdzianu testu estymatora regresyjnego średniej zmiennej diagnostycznej będzie malała wraz z biegiem czasu, czyli gdy liczba branych pod uwagę okresów czasu D będzie rosła, co skutkuje wzrostem liczebności łącznej próby, którą oznaczono przez n . Można wykazać, że to automatycznie spowoduje wzrost mocy proponowanego testu statystycznego, czyli zwiększa prawdopodobieństwo niepopelnienia błędu drugiego rodzaju. Innymi słowy to prowadzi do zmniejszenia ryzyka, mierzonego prawdopodobieństwem popelnienia błędu II rodzaju, czyli akceptacji nieprawidłowo przebiegającego procesu produkcyjnego. Jednak bardziej konkretne wyniki w tym zakresie będą możliwe po przeprowadzeniu odpowiednio zaplanowanego i wykonanego badania symulacyjnego mocy proponowanego testu.

BIBLIOGRAFIA

- Carroll R., Ruppert D. (1988), *Transformation and Weighting in Regression*, Chapman and Hall, New York.
- Cramér H. (1958), *Metody matematyczne w statystyce*.
- Iwasiewicz A. (1999), *Zarządzanie jakością*, PWN, Warszawa-Kraków.
- Kendall M.G. Stuart A. (1967), *The Advanced Theory of Statistics. Vol. 2 Inference and Relationship*, Charles Griffin and Company Limited, London.
- Kończak G. (2007), *Metody statystyczne w sterowaniu jakością produkcji*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach.
- Rao C.R. (1982), *Modele liniowe statystyki matematycznej*, PWN Warszawa.
- Wywiał J.L. (1981), O pewnych unormowanych współczynnikach asymetrii i spłaszczenia, *Przegląd Statystyczny*, vol. 28, 263–269.
- Wywiał J.L. (1983), Unormowane współczynniki odchylenia od normalności rozkładu wielowymiarowej zmiennej losowej, *Przegląd Statystyczny*, 30, 77–86.

- Wywiał J.L. (2009), *Estimation of mean in domain when distribution of variables is skewed w: Multivariate Statistical Analysis* (red. Cz. Domański, J. Białek), Acta Universitatis Lodziensis, Folia Oeconomica nr 228, 93–103.
- Yeo I.K., Johnson R. (2000), *A new family of power transformations to improve normality or symmetry*, Biometrika, 87, 954–959.

ANALIZA ZDOLNOŚCI PROCESU

PIOTR STEFANÓW

Katedra Statystyki i Demografii Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego
e-mail: piotr.stefanow@interia.pl

ABSTRACT

P Stefanów. *Process capability analysis*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 117–132.

Capability analysis is a set of calculations used to assess whether a system is statistically able to meet a set of specifications or requirements. The use of capability indices is widespread in industry. Process capability analysis is used during the introduction stage of the process and during the process.

It is presented classical process capability indices and original analysis conducted by prof. Andrzej Iwasiewicz. There is also presented process capability analysis of attribute data and new process capability indices of attribute data.

STRESZCZENIE

Omówiono znaczenie, zadania i cele analizy zdolności procesu. Przedstawiono klasyczne oraz rozbudowane podejście do analizy zdolności procesu. Zaprezentowano sposób wyznaczania zdolności za pomocą procedury zaproponowanej przez prof. A. Iwasiewicza. Przedstawiono analizę zdolności dla danych przy alternatywnej ocenie właściwości oraz zaproponowano wskaźnik zdolności dla alternatywnej oceny właściwości.

KEYWORDS — SŁOWA KLUCZOWE

process capability analysis, process capability indices, process capability analysis of attribute data,
process capability indices of attribute data, C_{pk} , C_{pk}^A , C_p^A

analiza zdolności procesu, analiza wydolności procesu, analiza zdolności procesu dla
alternatywnej oceny właściwości, C_{pk} , C_{pk}^A , C_p^A

1. WPROWADZENIE

Analiza zdolności (wydolności) procesu (ang. *process capability analysis*) ma za zadanie sprawdzenie czy proces produkcyjny spełnia określone wymagania. Polega ona na badaniu zgodności między wymaganiami wynikającymi z projektu

produktu oraz możliwościami procesu, w którym wyrób ma być, lub jest realizowany. Wynika stąd bezpośrednio, że zdolność¹ procesu jest jednym z podstawowych elementów strukturalnych jakości produkowanego wyrobu. Im wyższa jest wydolność procesu, tym wyżej będzie oceniana jego jakość.

Analiza wydolności procesu jest prowadzona zarówno podczas etapu podejmowania decyzji o podjęciu produkcji dowolnego wyrobu, jak i podczas etapu produkcji. Negatywna ocena w czasie projektowania skutkuje najczęściej zmianą projektu lub zaniechaniem dalszych działań. Analiza zdolności procesu podczas produkcji zwykle przebiega w sposób ciągły i jest podstawowym wskaźnikiem określającym jakość procesu. W wyniku przeprowadzonej analizy wydolności procesu można uzyskać szereg korzyści², takich jak możliwość:

- wyboru najlepszego wyrobu spośród oferowanych przez różnych dostawców,
- oceny stopnia spełnienia wymagań przez badany proces odnośnie granic specyfikacji,
- wprowadzenia ewentualnych korekt procesu przez np. inżynierów procesu, projektantów,
- określenia nowych wymagań po zmianie otoczenia procesu (np. po wprowadzeniu nowych urządzeń, maszyn),
- podjęcia działań prowadzących do zmniejszenia zmienności (wariancji) procesu produkcyjnego.

Przeprowadzona analiza pozwala uzyskać odpowiedzi na pytania:

- Czy możliwości są wystarczające, aby spełnić wymagania?
- Czy wymagania nie są zbyt wysokie w porównaniu z możliwościami?

Wydolność nie zawsze jednak dotyczy procesów przemysłowych³, ale także procesów świadczenia usług. Na przykład nauczyciel akademicki podczas projektowania zajęć (definiowania programu studiów, pisaniu sylabusu) oraz podczas realizacji zajęć musi próbować znaleźć odpowiedź na powyższe pytania. Czy możliwości studentów są wystarczające, aby spełnić wymagania? Czy wymagania prowadzącego nie są zbyt niskie lub zbyt wysokie w porównaniu z możliwościami intelektualnymi studentów?

Celem pracy jest zaprezentowanie oryginalnego dorobku Profesora Andrzeja Iwasiewicza z zakresu analizy wydolności procesu oraz przedstawienie propozycji wskaźnika zdolności procesu dla alternatywnej oceny właściwości.

W pracy omówiono zadania i cele analizy wydolności procesu. Przedstawiono klasyczne oraz rozbudowane podejście do tej analizy. W kolejnej części

¹ Prof. Andrzej Iwasiewicz promował pojęcie „wydolność” (Statistica (1997); Iwasiewicz (1996, 2005)). Pojęcia te mogą być traktowane jako synonimy, przy czym „wydolność” nieco lepiej wyraża istotę rzeczy, zob. Iwasiewicz (2005).

² Zob. Montgomery (2005).

³ W literaturze przedmiotu dyskutuje się praktycznie wyłącznie o procesach produkcji wyrobów.

zaprezentowano sposób wyznaczania współczynnika zdolności za pomocą procedury zaproponowanej przez Profesora Andrzeja Iwasiewicza (2005). Pracę kończy opis analizy wydolności dla danych przy alternatywnej ocenie właściwości oraz propozycja wskaźnika zdolności dla alternatywnej oceny właściwości.

2. KLASYCZNE PODEJŚCIE DO ANALIZY ZDOLNOŚCI

Podstawą oceny zgodności między wymaganiami projektu i możliwościami procesu jest oczekiwany poziom jakości wykonania⁴. Jeśli można oczekiwać wysokiej jakości wykonania, a więc jeśli proces ma zdolność do odtwarzania projektu praktycznie w każdym akcie produkcji, to proces taki jest oceniany jako zdolny. Proces jest wydolny jeśli może sprostać postawionemu przed nim zadaniu, w sensie przyjętego kryterium zgodności. Jest on natomiast niewydolny, jeśli temu zadaniu nie może sprostać. Celem analizy wydolności procesu jest rozstrzygnięcie, czy w konkretnym przypadku spełniona jest nierówność (1):

$$Q(A; X, Z, E) \geq Q_0 \quad (1)$$

w której $Q(A; X, Z, E)$ oznacza poziom jakości wykonania oceniany ze względu na zmienną diagnostyczną X , jakiego można oczekiwać realizując projekt produktu A w procesie technologicznym Z przy określonych warunkach ekonomicznych E . Q_0 jest najniższym możliwym do zaakceptowania poziomem jakości wykonania.

Jeśli między projektem i procesem zachodzi zgodność, w sensie nierówności (1), to istnieje też możliwość zapewnienia wymaganego poziomu jakości wykonania za pomocą standardowych procedur operacyjnego sterowania jakością. Jeśli nie ma owej zgodności (proces nie jest wydolny), to nie ma możliwości zapewnienia wymaganego poziomu jakości wykonania bez odpowiednich działań w sferze prewencji. Konieczne są wówczas zmiany w projekcie produktu, modyfikacje procesu technologicznego albo działania zmierzające w obu tych kierunkach jednocześnie. Jeśli działania te nie prowadzą do celu, to wówczas pozostają poszukiwania innego, mniej wymagającego odbiorcy produktu, albo rezygnacja z wytwarzania wyrobu lub świadczenia usługi.

W praktycznych zastosowaniach, dla danych przy liczbowej ocenie właściwości, do oceny nierówności (1) wykorzystuje się „klasyczny” wskaźnik zdolności procesu (C_p). Pozwala on ocenić w jakim stopniu proces jest zdolny spełniać wymagania wyznaczone specyfikacjami. Podstawowy wskaźnik zdolności procesu jest określony wzorem (2).

⁴ Zob. Iwasiewicz (2005).

$$C_p = \frac{TG - TD}{6 \cdot \sigma}, \quad (2)$$

gdzie:

TD — dolna granica przedziału tolerancji,

TG — górna granica przedziału tolerancji,

σ — odchylenie standardowe, charakteryzujące precyzję procesu ze względu na obserwowaną zmienną diagnostyczną.

W literaturze przedmiotu⁵ można znaleźć inne oznaczenia:

- zamiast C_p (ang. *capability process*) można spotkać oznaczenia PCI (ang. *process capability index*) lub $PCI_{6\sigma}$ (subskrypt 6σ wskazuje na przedział naturalnej zmienności procesu o długości wynoszącej sześć sigma),
- dolna granica tolerancji TG (tolerancja dolna) jest zastępowana określeniami L (ang. *lower*), LSL (ang. *lower specification limit*), LTL (ang. *lower tolerance limit*), x_d (dolna wartość przedziału tolerancji),
- zamiast skrótu TD (tolerancja dolna) występują U (ang. *upper*), USL (ang. *upper specification limit*), UTL (ang. *upper tolerance limit*), x_g (górna wartość przedziału tolerancji),
- odchylenie standardowe σ (sigma) jest zastępowane symbolami $\hat{\sigma}$ lub s , które wskazuje, że wartość ta jest szacowana z próbki.

W normach⁶ wzór (2) opatrzony jest następującymi wskazówkami interpretacyjnymi:

- proces niewydolny: $C_p < 1$,
- średnia zdolność procesu, „akceptowalne minimum”: $1 \leq C_p \leq 1,33$,
- wysoka⁷ zdolność procesu: $C_p > 1,3$.

Podstawowy wskaźnik zdolności procesu C_p jest stosunkiem „wyspecyfikowanej tolerancji” oraz „rozrzutu procesu”, ponieważ licznik wzoru reprezentuje wymagania projektu, natomiast mianownik opisuje możliwości procesu technologicznego.

Długość przedziału tolerancji jest zależna od wielu czynników, a najczęściej od wymagań kontrahentów (np. długość urządzenia powinna wynosić $150 \text{ mm} \pm 0,2 \text{ mm}$) oraz od wymagań marketingowych (ciężar produktu powinien wynosić 500 g, nie więcej jednak niż 505 g i nie mniej niż 499 g).

Możliwości procesu technologicznego są opisywane za pomocą przedziału tak zwanej naturalnej zmienności procesu (ang. *NPI — natural process interval*)

⁵ Zob. ISO 8258, ISO 3534, Iwasiewicz (2005), Montgomery (2005), Thomson i in. (2005), Sałaciński (2009).

⁶ Zob. ISO 8258, ISO 21747.

⁷ W pracy Oaklanda (2008) wyróżnionych jest więcej wartości „granicznych” tj. $C_p = 1,5$, $C_p = 1,6$ oraz $C_p = 2$.

opartego na właściwościach rozkładu normalnego. Długość przedziału naturalnej zmienności procesu jest tak skonstruowana, że obejmuje 99,73% wszystkich możliwych realizacji obserwowanej zmiennej diagnostycznej dla wycentrowanego procesu.

Wartość C_p odpowiada na pytanie, ile razy przedział tolerancji jest dłuższy od przedziału naturalnej zmienności procesu.

Ocena zdolności procesu za pomocą podstawowego wzoru (2) nie jest pozbawiona niedogodności, takich jak na przykład wymienione w poniższych punktach:

1. Brak odniesienia do położenia przedziału naturalnej zmienności procesu i przedziału tolerancji. Przedział tolerancji w porównaniu do naturalnej zmienności procesu może być dużo dłuższy, ale wartości uzyskane podczas realizacji procesu mogą leżeć poza granicami specyfikacji (np. $TG = 1060$, $TD = 1000$, $\sigma = 5$, $\bar{x} = 900$, gdzie \bar{x} oznacza średni poziom analizowanego procesu. W wyniku obliczeń uzyskano wysoką wartość wskaźnika zdolności $C_p = 2$, natomiast rzeczywiste realizacje procesu leżą poza przedziałem tolerancji).
2. Założenie, że przeciętny poziom analizowanego procesu jest umiejscowiony w środku przedziału tolerancji $\bar{x} = m_0$, gdzie $m_0 = (TG + TD)/2$.
3. Założenie, że przeciętny poziom analizowanego procesu odpowiada wartości docelowej TV (ang. *target value*) $\bar{x} = TV$.
4. Założenie normalności rozkładu zmiennej decyzyjnej.

Punkt 1. Brak odniesienia przedziału naturalnej zmienności procesu i przedziału tolerancji.

Wyeliminowanie absurdalnej sytuacji ($C_p = 2$ i wszystkie obserwacje leżą poza granicami specyfikacji) wymaga każdorazowo sprawdzenia, czy średni poziom procesu (\bar{x}) znajduje się wewnątrz przedziału tolerancji, czyli czy zachodzi zależność:

$$TG \leq \bar{x} \leq TD. \quad (3)$$

Dalsze działania mają sens tylko wtedy, gdy zachodzi nierówność (3).

W przypadku, gdy:

$$\bar{x} \notin [TD; TG], \quad (4)$$

analizę zdolności procesu należy zakończyć stwierdzeniem, że proces jest niewydolny.

Punkt 2. Założenie, że przeciętny poziom analizowanego procesu jest umiejscowiony w środku przedziału tolerancji.

Wskaźnik zdolności procesu, który zależy od wycentrowania badanego procesu jest określany⁸ wzorem (5).

$$C_{pk} = \min\{C_{pl}, C_{pu}\}, \quad (5)$$

gdzie:

$$C_{pl} = \frac{\bar{x} - TD}{3 \cdot \sigma} \quad (6)$$

oraz

$$C_{pu} = \frac{TG - \bar{x}}{3 \cdot \sigma}. \quad (7)$$

Jeśli $C_p = C_{pk}$, to wtedy proces jest wycentrowany ($\bar{x} = m_0$). W przeciwnym przypadku zachodzi nierówność (8):

$$C_p > C_{pk}. \quad (8)$$

Wymagania wobec wycentrowanego wskaźnika zdolności C_{pk} są takie same, jak w przypadku wskaźnika C_p .

Punkt 3. Założenie, że przeciętny poziom analizowanego procesu odpowiada wartości docelowej.

Odpowiedni wskaźnik dla procesu, w którym przeciętne wartości nie są równe wartości docelowej⁹ (punkt 3) ma postać¹⁰ (wzór 9):

$$C_{pm} = \frac{TG - TD}{6\sqrt{\sigma^2 + (\bar{x} - TV)^2}}. \quad (9)$$

Jak wynika ze wzoru (9) dla procesu, w którym wartość docelowa pokrywa się ze średnią ($\bar{x} = TV$), mamy $C_p = C_{pm}$.

Wymagania stawiane wskaźnikowi położenia procesu C_{pm} są takie same, jak w przypadku wskaźnika C_p .

Wskaźnik położenia procesu C_{pm} uwzględniającego przesunięcie średniej wobec środka przedziału tolerancji przedstawia wzór (10).

⁸ Na przykład Iwasiewicz (2005), Montgomery (2005), Thomson i in. (2005), Sałaciński (2009).

⁹ W pracy Iwasiewicza (2005) do określenia wartości docelowej wykorzystuje się symbol x_0 , natomiast w pracy Sałacińskiego (2009) symbolu WD (wartość docelowa).

¹⁰ Zob. Montgomery (2005), Sałaciński (2009).

$$C_{pmk} = \min \left\{ \frac{\bar{x} - TD}{3\sqrt{\sigma^2 + (\bar{x} - TV)^2}}, \frac{TG - \bar{x}}{3\sqrt{\sigma^2 + (\bar{x} - TV)^2}} \right\}. \quad (10)$$

Wzór (10) przedstawia „uniwersalny” wskaźnik zdolności procesu dla przypadku, w którym wartości średniej procesu, środka przedziału tolerancji i wartość docelowa nie są równe ($\bar{x} \neq TV \neq m_0$).

Punkt 4. Założenie normalności rozkładu zmiennej decyzyjnej.

Jeśli pomiary uregulowanego procesu nie są zgodne z rozkładem normalnym, wymagana jest modyfikacja¹¹ odpowiednich wskaźników zdolności procesu.

$$C_p(q) = \frac{TG - TD}{x_{0,99865} - x_{0,00135}}, \quad (11)$$

gdzie $x_{0,99865}$ oraz $x_{0,00135}$ to odpowiednio kwantyle rzędu 0,99865 oraz 0,00135.

Ogólna zasada oceny zdolności (wzór 2) pozostała niezmienniona, gdyż zachowano długość przedziału naturalnej zmienności procesu wynikającą z formalnych właściwości rozkładu normalnego. Nietrudno bowiem wykazać, że wartość różnicy $x_{0,99865} - x_{0,00135}$ odpowiada dokładnie wartości różnicy $(\mu + 3\sigma) - (\mu - 3\sigma)$.

Definiuje się również odpowiedniki wzoru (6) oraz wzoru (7).

$$C_{pl}(q) = \frac{x_{0,5} - TD}{x_{0,5} - x_{0,00135}} \quad (12)$$

oraz

$$C_{pu}(q) = \frac{TG - x_{0,5}}{x_{0,99865} - x_{0,5}}, \quad (13)$$

gdzie

$x_{0,5}$ to kwantyl rzędu 0,5 (mediana).

Należy dodać, że przedstawione rozważania nie wyczerpują tematu. W literaturze przedmiotu¹² omawianych jest więcej problemów związanych z analizą zdolności. Dyskutowane są tam np. inne wskaźniki różniące się sposobem szacowania wartości odchylenia standardowego, rozważana jest również zdolność krótko- i długookresowa, czy też zdolność maszyn i urządzeń.

¹¹ Zob. Iwasiewicz (2005), Montgomery (2005), Thomson i in. (2005), Sałaciński (2009).

¹² Zob. Iwasiewicz (2005), Montgomery (2005), Thomson i in. (2005), Sałaciński (2009).

3. NIEKLASYCZNE PODEJŚCIE DO ANALIZY ZDOLNOŚCI

Profesor A. Iwasiewicz przedstawił¹³ dodatkowe czynniki, które wskazują na słabość klasycznej analizy zdolności procesu, tj:

1. Przyjęcie układu odniesienia (przedziału naturalnej zmienności procesu) na poziomie 6σ . Oznacza to, że dla $C_p = 1$ największą dopuszczalną wadliwość strumienia produktu generowanego przez uregulowany proces ustala się na poziomie 0,0027 (0.27%). W większości przypadków występujących w praktyce przemysłowej są to wymagania wygórowane. Wadliwości poprodukcyjne rzędu 1%, a tym bardziej 0,5%, uważa się często za wystarczające. Przy obecnym poziomie technologii uzyskiwanie wadliwości niższych jest oczywiście możliwe, ale wiąże się z bardzo szybkim przyrostem kosztów wytwarzania, co stawia pod znakiem zapytania opłacalność działań mających na celu zmniejszenie wadliwości.
2. Oczekiwana wadliwość strumienia produktu nie jest tu zmienną decyzyjną. Ma to ten skutek, że w taki sam sposób formułowane są wymagania w przypadku produkcji różnych wyrobów (np. gwoździ i smartfonów).
3. Nadmierny margines bezpieczeństwa przy formułowaniu ocen (wadliwość na poziomie minimum 0,0027), całkowite pomijanie kosztów związanych z utrzymaniem tak niskiej wadliwości).

W pracy Iwasiewicza (2005) została przedstawiona oryginalna koncepcja analizy zdolności. Przyjmijmy, że liczbowym obrazem pojedynczej badanej cechy produktu, jest ciągła zmienna losowa X , którą potraktuje się jako zmienną diagnostyczną. Skoncentrujmy się na przypadku, gdy zmienna ta ma rozkład normalny. Założenie to sprecyzujemy następująco:

$$X \sim N(\mu \in \mathbf{M}; \sigma), \quad (14)$$

gdzie odchylenie standardowe σ jest miarą losowej zmienności procesu ze względu na obserwowaną zmienną diagnostyczną X , natomiast \mathbf{M} jest zbiorem wartości μ , które mogą być zrealizowane w rezultacie technicznej regulacji procesu, albo urządzenia technologicznego.

Zgodnie z techniczną naturą rozważanego problemu, w dalszych rozważaniach będziemy zakładać, że precyzja procesu jest ustalona (zwłaszcza w krótkich przedziałach czasu) i nie może ona być bieżąco korygowana. Na średni poziom procesu można natomiast w pewnych granicach oddziaływać, poprzez odpowiednie manipulowanie technicznymi urządzeniami regulacyjnymi. Jeśli proces oceniany jest ze względu na ciągłą zmienną diagnostyczną, to wymagania w stosunku do tego procesu określane są poprzez:

¹³ Zob. Iwasiewicz (2005).

1. przedział tolerancji ($TG; TD$),
2. wartość docelową, albo nominalną, $TV \in (TD; TG)$ oraz
3. największą dopuszczalną wadliwość produktu $p_0(X)$.

W takiej sytuacji w postępowaniu zmierzającym do oceny wydolności procesu należy wyróżnić cztery kolejne etapy.

Etap 1. Należy sprawdzić czy przyjęta w projekcie nominalna (albo docelowa) wartość TV należy do przedziału \mathbf{M} . Jeśli $TV \notin \mathbf{M}$, to postępowanie jest zakończone. Oznacza to bowiem, że ze względu na techniczne ograniczenia nie można uruchomić procesu produkcji wyrobu. Jeśli natomiast $TV \in \mathbf{M}$, to można przystąpić do kolejnego etapu postępowania.

Etap 2. Należy sprawdzić poprawność procesu¹⁴ przy istniejących uwarunkowaniach technicznych i organizacyjnych. Jeśli $\bar{x} = TV$, to należy przejść do kolejnego etapu postępowania. Jeśli natomiast $\bar{x} \neq TV$, to należy ocenić ekonomiczne skutki ewentualnego zaakceptowania średniego poziomu procesu $\bar{x} \neq TV$. Jeśli ten zmodyfikowany średni poziom procesu może być zaakceptowany, to należy przejść do następnego etapu postępowania. Jeśli natomiast taka akceptacja jest niemożliwa, to postępowanie jest zakończone negatywną oceną wydolności procesu.

Etap 3. Należy sprawdzić czy zmienność procesu jest wystarczająco mała. W tym celu należy zweryfikować prawdziwość nierówności $p(X) \leq p_0(X)$, gdzie $p_0(X)$ jest największą dopuszczalną wadliwością produktu generowanego przez badany proces, ze względu na zmienną X , przy istniejących uwarunkowaniach procesu. Jeśli nierówność ta jest spełniona, to ocena zdolności procesu jest pozytywna, jeśli natomiast nie jest spełniona, to końcowa ocena jest negatywna.

Etap 4. Jeśli końcowa ocena jest pozytywna, to w kolejnym, ostatnim kroku postępowania należy ocenić zapas wydolności, jakim dysponuje badany proces.

Przykład 1 (Iwasiewicz (2005))

Wymagania techniczno-marketingowego projektu produktu są następujące:

Dolna granica tolerancji $TD = x_d = 10$.

Górna granica tolerancji $TG = x_g = 20$.

Wartość docelowa $TV = x_0 = 15$.

Największa dopuszczalna wadliwość produktu $p_0(X) = 0,03$ (3%).

Obserwowana zmienna diagnostyczna X podlega rozkładowi normalnemu o następujących parametrach $\bar{x} \in M = [12; 16]$ oraz $\sigma = 2$.

Czy proces ten jest wystarczająco wydolny?

¹⁴ Poprawność jest rozumiana jako zgodność średniej procesu z wartością docelową.

Etap 1. Należy sprawdzić czy $TV \in \mathbf{M}$? W rozważanym przypadku warunek ten jest spełniony, albowiem $15 \in [12; 16]$.

Etap 2. Należy ustalić przeciętną wartość procesu na takim poziomie, by $TV = \bar{x} = 15$. Zapewnia to uzyskanie najmniejszej możliwej w danych warunkach wadliwości produktu.

Etap 3. Należy sprawdzić czy jest spełniona nierówność $p_0(X) \leq 0,03$ (3%). Wykorzystując elementarne własności rozkładu normalnego, mamy:

$$\begin{aligned} p(X) &= \Pr(X < 10) + \Pr(X > 20) = \Phi\left(\frac{10-15}{2}\right) + 1 - \Phi\left(\frac{20-15}{2}\right) = \\ &= \Phi(-2,5) + 1 - \Phi(2,5) = 0,0062 + 1 - 0,9938 = 0,0124 \quad (1,24\%). \end{aligned}$$

Ponieważ $p(X) = 1,24\% < p_0(X) = 3\%$, zatem zachodzi zgodność między wymaganiami projektu i możliwościami procesu technologicznego. W uregulowanym procesie technologicznym należy oczekiwać wadliwości na poziomie 1,24%, podczas gdy największa dopuszczalna wadliwość wynosi 3%.

Etap 4. Dalsza analiza polega na ocenie zapasu wydolności wynikającego z różnicy:

$$\Delta p = p_0(X) - p(X). \quad (15)$$

Im większa jest wartość Δp , a więc im większy jest zapas wydolności ocenianego procesu, tym dłużej proces ten może pozostawać w stanie rozregulowania, bez obawy o przekroczenie wartości $p_0(X)$ w całym zasobie produktu wytworzonym w określonym przedziale czasu.

Zgodnie ze wzorem (15) zapas wydolności ocenianego procesu przedstawia się następująco:

$$\Delta p = 0,03 - 0,0124 = 0,0176 \quad (1,76\%).$$

4. ANALIZA ZDOLNOŚCI PROCESU PRZY ALTERNATYWNEJ OCENIE WŁAŚCIWOŚCI

Analiza zdolności procesu przy alternatywnej ocenie właściwości nie jest uwzględniana w literaturze przedmiotu. Profesor Andrzej Iwasiewicz w pracy (2006) przeprowadził następujące rozumowanie.

W przypadku alternatywnej oceny właściwości produktu liczbowym obrazem badanej cechy, albo (częściej) agregatu cech, jest zero-jedynkowa zmienna diagnostyczna X , o wartościach wyznaczanych według wzoru (16):

$$X = \begin{cases} 0 & \text{gdy jednostka produktu spełnia wymagania,} \\ 1 & \text{gdy jednostka produktu nie spełnia wymagań.} \end{cases} \quad (16)$$

Miarą poziomu jakości jest w takiej sytuacji wadliwość $p(X)$, interpretowana jako prawdopodobieństwo pojawienia się wadliwej (niezgodnej) jednostki produktu

$$p(X) = \Pr(X = 1),$$

albo jako frakcja wadliwych lub niezgodnych jednostek produktu

$$p(X) = \frac{N(X = 1)}{N}.$$

Zdefiniowana w ten sposób wadliwość jest parametrem rozkładu obserwowanej zmiennej diagnostycznej X . Im mniejsza jest wartość $p(X)$, tym rzadziej pojawiają się wartości $x = 1$ i tym lepiej świadczy to o wydolności badanego procesu.

Z przedstawionych rozważań wynika bezpośrednio, że w przypadku alternatywnej oceny właściwości produktu badanie wydolności procesu sprowadza się w istocie do weryfikacji hipotezy zerowej postaci

$$H_0: p(X) \leq p_0(X), \quad (17)$$

wobec hipotezy alternatywnej

$$H_1: p(X) > p_0(X). \quad (18)$$

Jeśli próbka jest dostatecznie liczna, to do weryfikacji hipotezy (17) można wykorzystać następujący test¹⁵:

$$u_0 = \frac{w(X) - p_0(X)}{\sqrt{\frac{w(X) \cdot [1 - w(X)]}{n}}}. \quad (19)$$

We wzorze tym $w(X)$ jest wadliwością z próbki, czyli frakcją jednostek produktu nie wykazujących wymaganej zgodności z wzorcem ze względu na zmienną X w badanej próbce o liczebności n .

¹⁵ Zob. Aczel (2000), Iwasiewicz (2004).

Przykład 2

Największą dopuszczalną wadliwość produktu ze względu na zmienną X ustalono na poziomie $p_0(X) = 0,01$ (1%). Czy obserwowany proces technologiczny można zakwalifikować jako wydolny, jeśli w próbie losowej o liczności $n = 1000$ znaleziono $z = 12$ jednostek wadliwych? Załóżmy, że wnioskowanie należy przeprowadzić na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Po podstawieniu wartości do wzoru (19) mamy:

$$u_0 = \frac{0,012 - 0,01}{\sqrt{\frac{0,012 \times 0,988}{1000}}} = 0,5808.$$

Wartość krytyczna $u_{0,05} = 1,645$. Ponieważ $u_0 = 0,5808 < u_{0,05} = 1,645$, przeto nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że $p(X) \leq 0,01$. Badany proces technologiczny należy więc zakwalifikować jako wydolny.

5. PROPOZYCJA WSKAŹNIKA ZDOLNOŚCI PROCESU PRZY ALTERNATYWNEJ OCENIE WŁAŚCIWOŚCI

Podstawową niedogodnością rozumowania przedstawionego powyżej jest konieczność znajomości teorii testów statystycznych oraz niekiedy niewielka zgodność wyników z intuicją, która ma fundamentalne znaczenie w praktycznych (przemysłowych) zastosowaniach. Zaprezentowany w przykładzie 2 sposób rozwiązania wskazuje, że proces jest zdolny pomimo tego, że otrzymana wadliwość $w(X) = 1,2\%$ jest większa od największej dopuszczalnej wadliwość produktu $p_0(X) = 0,01$ (1%).

Wydaje się, że można zaproponować prostszy sposób określenia wartości współczynników zdolności procesu przy alternatywnej ocenie właściwości.

Jeśli przyjmiemy, że punktem odniesienia jest C_p wzór (2), to wtedy wskaźnik zdolności procesu przy alternatywnej ocenie właściwości ma postać:

$$C_p^A = \frac{0,0027}{w(X)}, \quad (20)$$

gdzie

C_p^A — współczynnik wydolności procesu przy alternatywnej ocenie właściwości,

$w(X)$ — rzeczywista wadliwość procesu.

Wartość 0,0027 odpowiada wadliwości procesu przy liczbowej ocenie właściwości, w którym przyjmuje się przedział naturalnej zmienności procesu o długości $\pm 3\sigma$.

Przykład 3

Oceń zdolność procesu dla procesu o wadliwości wynoszącej:

- a) $w(X) = 0,001$ (0,1%),
- b) $w(X) = 0,0025$ (0,25%),
- c) $w(X) = 0,005$ (0,5%),
- d) $w(X) = 0,01$ (1%),
- e) $w(X) = 0,02$ (2%).

Po podstawieniu do wzoru (20) otrzymano następujące wyniki:

$$\text{a) } C_p^A = \frac{0,0027}{0,001} = 2,7.$$

Proces jest zdolny. Występuje duża nadwyżka wydolności procesu.

$$\text{b) } C_p^A = \frac{0,0027}{0,0025} = 1,08.$$

Proces jest zdolny. Duże zagrożenie utrzymania odpowiedniej wydolności.

$$\text{c) } C_p^A = \frac{0,0027}{0,005} = 0,54.$$

Proces nie jest zdolny.

$$\text{d) } C_p^A = \frac{0,0027}{0,01} = 0,27.$$

Proces nie jest zdolny.

$$\text{e) } C_p^A = \frac{0,0027}{0,02} = 0,135.$$

Proces nie jest zdolny.

Przy przyjętych kryteriach okazuje się, że tylko dla przypadku a) oraz b) można stwierdzić, że proces jest wydolny.

Przyjęta w powyższym przykładzie niska wadliwość $p(X) = 0,0027$ (0,27%) skutkuje bardzo restrykcyjnymi regułami określającymi zdolność procesu. Ustalmy uwagę na przypadku c) w przykładzie 3, w którym wadliwość jest równa 0,5%. W wielu przypadkach wadliwość na poziomie 0,5% wskazuje na bardzo dobrą jakość procesu, jednak jakość, w wyniku obliczenia wskaźnika zdolności procesu dla danych przy alternatywnej ocenie właściwości, jest oceniona negatywnie, gdyż $C_p^A = 0,54$. W celu uniknięcia sytuacji, w której otrzymuje się tak niskie wartości wskaźników wydolności można zmodyfikować wzór (20) w taki sposób, aby punktem odniesienia, zamiast wartości równej 0,0027, była ustalona wartość $p_0(X)$, czyli największa dopuszczalna wadliwość procesu. Wzór (20) można zapisać w następującej postaci:

$$C_{p,p_0}^A = \frac{p_0(X)}{w(X)}, \quad (21)$$

gdzie

C_{p,p_0}^A — wskaźnik wydolności procesu przy alternatywnej ocenie właściwości dla ustalonego punktu odniesienia na poziomie największej dopuszczalnej wadliwości.

Przykład 4

Strony (np. dział marketingu oraz technolog) ustaliły, że proces jest w odpowiedniej kondycji wtedy, gdy frakcja elementów niezgodnych nie przekracza wartości 0,01 (1%). Należy ocenić zdolność procesu dla procesu o wadliwości wynoszącej:

- $w(X) = 0,001$ (0,1%),
- $w(X) = 0,0025$ (0,25%),
- $w(X) = 0,005$ (0,5%),
- $w(X) = 0,01$ (1%),
- $w(X) = 0,02$ (2%).

Po podstawieniu do wzoru (21) otrzymano następujące wyniki:

$$a) \quad C_{p,p=0,01}^A = \frac{0,01}{0,001} = 10.$$

Proces jest zdolny. Występuje bardzo duża nadwyżka wydolności procesu.

$$b) \quad C_{p,p=0,01}^A = \frac{0,01}{0,0025} = 4.$$

Proces jest zdolny. Występuje bardzo duża nadwyżka wydolności procesu.

$$c) \quad C_{p,p=0,01}^A = \frac{0,01}{0,005} = 2.$$

Proces jest zdolny. Występuje duża nadwyżka wydolności procesu.

$$d) \quad C_{p,p=0,01}^A = \frac{0,01}{0,01} = 1.$$

Proces jest zdolny. Duże zagrożenie utrzymania odpowiedniej wydolności.

$$e) \quad C_{p,p=0,01}^A = \frac{0,01}{0,02} = 0,5.$$

Proces nie jest zdolny.

Przy ustalonej wartości $p_0(X) = 0,01$ można stwierdzić, że dla przypadku:

- a), b) oraz c) proces jest wydolny,
- d) wydolność procesu jest zagrożona,
- e) proces nie jest wydolny.

Wykorzystanie wzorów (20) i (21) pozwala ocenić zdolność procesu bez korzystania z testów statystycznych. Wzory te mają budowę podobną do klasycznych wskaźników zdolności i podobną interpretację, tzn. im większa wartość wskaźnika wydolności, tym proces można wyżej ocenić odnośnie jakości.

Zaprezentowany wskaźnik zdolności procesu przy alternatywnej ocenie właściwości pozwala na szybkie stwierdzenie, czy proces spełnia stawiane mu wymagania. Jego prosta budowa, interpretacja zgodna z interpretacją „klasycznego” wskaźnika wydolności pozwalają mieć nadzieję, że będzie on wykorzystywany w praktyce.

6. PODSUMOWANIE

W pracy zaprezentowano dorobek Profesora Andrzeja Iwasiewicza w zakresie badań nad analizą zdolności procesów. Przedstawiono sposób rozumowania profesora zamieszczony w publikacjach, prezentowany podczas zajęć dydaktycznych oraz długich rozmów z autorem publikacji.

Zaprezentowano również propozycję miernika zdolności procesu dla alternatywnej oceny właściwości. Jest on odpowiednikiem klasycznego wskaźnika zdolności procesu wykorzystywanego przy badaniu zmiennych przy liczbowej ocenie właściwości.

Należy podkreślić, że problem oceny wydolności procesów albo urządzeń technologicznych, nie doczekał się jeszcze ogólnego i pełnego metodologicznie rozwiązania.

BIBLIOGRAFIA

- Aczel A. (2000), *Statystyka w zarządzaniu*, Pełny wykład, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Doroszewicz S., Stoma P. (2007), *Metoda bootstrapowa w sterowaniu procesami. Zdolność procesów wyznaczona metodą bootstrapową*, w: *Nowe metody statystyczne wspomagające zarządzanie jakością* (red. R. Zaleski), Komisja Nauk Towaroznawczych, Oddział Polskiej Akademii Nauk w Poznaniu, Poznań.
- Hamrol A., Mantura W. (1998), *Zarządzanie jakością, teoria i praktyka*, Wydawnictwo Naukowe PWA, Warszawa–Poznań.
- Iwasiewicz A. (1996), *Statystyczna analiza wydolności procesu*, Normalizacja, nr 8, s. 4–10.
- Iwasiewicz A., Paszek Z. (2004), *Statystyka z elementami statystycznych metod sterowania jakością*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Iwasiewicz A. (2005), *Zarządzanie jakością w przykładach i zadaniach*, Śląskie Wydawnictwo Naukowe Wyższej Szkoły Zarządzania i Nauk Społecznych w Tychach, Tychy.

- Kończak G. (2007), *Metody statystyczne w sterowaniu jakością produkcji*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, Katowice.
- Montgomery D.C. (2005), *Introduction to Statistical Quality Control*, second edition, J. Wiley & Sons, New York.
- Oakland J. (2008), *Statistical Process Control*, Sixth Edition, ELSEVIER BH, Amsterdam.
- Statistical methods — Process performance and capability statistics for measured quality characteristics*, ISO 21747.
- Karty kontrolne Shewharta* (1996), PN-ISO 8258.
- STATISTICA PL dla Windows (Tom IV): Statystyki przemysłowe* (1997), StatSoft Polska Sp. z o.o., Kraków.

WYBRANE PROBLEMY JAKOŚCI DANYCH STATYSTYCZNYCH W BADANIACH BUDŻETÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

BARBARA PODOLEC

Katedra Statystyki Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie
Katedra Zastosowań Metod Statystycznych w Finansach i Ekonomii
Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego
e-mail: podolecb@uek.krakow

ABSTRACT

B. Podolec. *Selected quality problems of statistical data in household budget surveys*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 133–150.

This paper presents the quality of statistical data from household budget surveys. It pays attention to those aspects of quality that are associated with applied methods and the problem of non-participation of the households selected for HBS. In addition, it attempts to assess the informational value of subjective data. This paper contains a considerations on the quality of data in statistics, the quality of methodology in household budget analysis and the results of empirical research.

STRESZCZENIE

Artykuł poświęcony jest jakości danych statystycznych pochodzących z badań budżetów gospodarstw domowych. Zwrócono uwagę na te aspekty jakości, które wiążą się ze stosowaną metodą reprezentacyjną oraz występującymi odmowami udziału w badaniu wylosowanych gospodarstw domowych. Ponadto podjęto próbę oceny wartości informacyjnej danych o charakterze subiektywnym. W pracy zawarto rozważania na temat jakości danych w statystyce, metodologii badań budżetów gospodarstw domowych oraz wyniki badań empirycznych.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

quality of statistical data, sample methodology, household budgets

jakość danych statystycznych, metoda reprezentacyjna, budżety gospodarstw domowych

WSTĘP

Prowadzone przez Główny Urząd Statystyczny badania budżetów gospodarstw domowych pozwalają na gromadzenie i opracowanie niezbędnych informacji statystycznych o sytuacji bytowej ludności. Dane pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych odgrywają szczególnie ważną rolę w opracowywaniu i realizowaniu programów ograniczenia lub łagodzenia nierówności społecznych. Umożliwiają one dokonywanie analiz kształtowania się poziomu, struktury i źródeł dochodów, poziomu i struktury wydatków, spożycia wybranych artykułów żywnościowych oraz wyposażenia gospodarstw domowych w wybrane dobra trwałego użytkowania. Informacje zawarte w zbiorach danych opisują ponadto strukturę demograficzno-społeczną gospodarstw domowych, tj. liczbę, wiek, płeć, wykształcenie, niepełnosprawność, aktywność ekonomiczną osób wchodzących w skład badanego gospodarstwa domowego, typ biologiczny rodziny, warunki mieszkaniowe, klasę miejscowości zamieszkania, bądź subiektywną ocenę własnej sytuacji materialnej. Zgromadzone w ten sposób zbiory danych stanowią podstawę do wielostronnych analiz kształtowania się materialnej sfery warunków życia gospodarstw domowych, określenia czynników istotnie wpływających na jej zróżnicowanie oraz siły i kierunku tego oddziaływania.

Jednym z warunków prowadzenia skutecznej polityki społeczno-gospodarczej jest posiadanie rzetelnych i łatwo porównywalnych danych. Analizy porównawcze mogą być prowadzone na różnych poziomach agregacji, w przekroju określonych grup lub cech społeczno-ekonomicznych gospodarstw domowych, zależnie od celu badania. Obejmować mogą populację gospodarstw domowych w Polsce, bądź w poszczególnych jej regionach. Banki danych mogą zostać utworzone na podstawie informacji o jednostkowych gospodarstwach domowych lub mogą zawierać dane zagregowane, publikowane przez Główny Urząd Statystyczny.

W niniejszym opracowaniu skoncentrowano uwagę na trzech aspektach jakości danych statystycznych, pochodzących z badań budżetów gospodarstw domowych. Dwa pierwsze wynikają z metodologii badań. Jeden wiąże się z występującymi odmowami udziału w badaniu wylosowanych gospodarstw domowych. Drugi wynika z prowadzenia badań metodą reprezentacyjną i uogólniania wyników na populację, z której próba pochodzi. Trzeci aspekt ma nieco inny charakter i dotyczy wartości informacyjnej danych o charakterze subiektywnym.

W miarę, jak powiększa się krąg użytkowników informacji statystycznej oraz zwiększa się jej rola w podejmowaniu decyzji na wyższych szczeblach zarządzania, statystyce stawia się coraz wyższe wymagania. GUS prowadzi prace nad podniesieniem jakości danych statystycznych dla lepszego zaspokojenia potrzeb użytkowników, zmniejszenia obciążeń respondentów oraz obniżenia kosztów tworzenia statystyk. W długoletniej historii badania budżetów gospodarstw

domowych wprowadzano w metodologii badania wiele zmian dla podniesienia jakości danych, szczególnie związanej z reprezentatywnością próby. Przyczyniły się one do poprawy jakości danych w kolejnych latach, ale spowodowały niepełną porównywalność danych w czasie. Dlatego przystępując do analizy dynamiki określonych kategorii badawczych budżetów domowych, należy wziąć pod uwagę te zmiany w metodologii badań, które mogłyby wpłynąć na zniekształcenie obrazu rzeczywistości.

1. JAKOŚĆ W STATYSTYCE PUBLICZNEJ

Podstawowe Zasady Statystyki Oficjalnej zostały uchwalone przez Komisję ds. Statystyki ONZ w dniu 14 kwietnia 1994 r. W dokumencie określono wspólne cele i zadania służb statystycznych wszystkich krajów, stwarzając jednocześnie tym służbom moralne i prawne przesłanki rzetelnego spełniania ich roli wobec własnych krajów oraz sprzyjania rozwojowi harmonijnej współpracy międzynarodowej. Do podstawowych zasad, które powinny być przestrzegane przez służby statystyczne każdego kraju należą: użyteczność i bezstronność; równy dostęp; profesjonalne standardy i zasady etyczne; odpowiedzialność i przejrzystość; zapobieganie niewłaściwemu wykorzystaniu; racjonalizacja kosztów; poufność; podstawy prawne; koordynacja na poziomie krajowym; standardy międzynarodowe; współpraca międzynarodowa¹.

Jakość w statystyce publicznej oparta jest na definicji jakości Europejskiego Systemu Statystycznego (ESS) i określona jest na podstawie sześciu komponentów jakości. Obejmują one: przydatność, dokładność, terminowość i punktualność, dostępność i przejrzystość, porównywalność oraz spójność². Zauważmy, że komponenty te odnoszą się przede wszystkim do jakości informacji statystycznych zgodnie z oczekiwaniami ich odbiorców, podczas gdy ogólne zasady jakości oficjalnej statystyki publicznej ujmują także kwestie organizacyjne służb statystycznych.

Deklaracja Jakości zapisana w misji oraz wizji Europejskiego Systemu Statystycznego³ jest następująca: „Dostarczamy Unii Europejskiej i światu wysokiej jakości informacje dotyczące gospodarki i społeczeństwa na poziomie europejskim, narodowym oraz regionalnym, zapewniamy dostępność tych informacji każdemu, komu mogą one służyć do celów podejmowania decyzji, prowadzenia badań i dyskusji”, oraz: „Europejski System Statystyczny będzie najważniejszym światowym liderem w usługach dostarczania informacji statystycznych dla Unii

¹ Por. *Podstawowe standardy jakości statystyki publicznej*, GUS [www.stat.gov.pl].

² *Jakość w statystyce*, GUS [www.stat.gov.pl].

³ *Podstawowe standardy jakości statystyki publicznej*, GUS [www.stat.gov.pl], załącznik 3, s. 34–39, (aneks 1 do Raportu końcowego grupy wiodących ekspertów ds. jakości (LEG), przyjętego na 42 spotkaniu Komitetu ds. Programu Statystycznego, Luksemburg, 19–20 września 2001 r.).

Europejskiej i państw członkowskich. W oparciu o naukowe zasady i metody, Europejski System Statystyczny będzie oferować i stale ulepszać program zharmonizowanej statystyki europejskiej, tworząc podstawy dla procesów demokratycznych i postępu społeczeństwa". Zgodnie z przyjętymi zasadami opracowano m.in. Europejski Kodeks Praktyk Statystycznych w sprawie niezależności, wiarygodności i odpowiedzialności krajowych i wspólnotowych organów statystycznych, którego znowelizowana postać została przyjęta przez Komitet ds. Europejskiego Systemu Statystycznego w dniu 28.09.2011 r.⁴

Postać raportu jakości dla potrzeb krajowych wynika z Zarządzenia wewnętrznego Prezesa GUS nr 35 z dnia 28.12.2011 r. w sprawie pomiaru, oceny oraz monitorowania jakości badań statystycznych w służbach statystyki publicznej.

Do pomiaru poszczególnych komponentów jakości stosowane są zestawy mierników jakości, m.in.: do oceny przydatności — stopa dostępnych statystyk; dokładności — wariancja/średni błąd standardowy, podmiotowy oraz przedmiotowy wskaźnik odpowiedzi, wskaźnik nadmiernego pokrycia, wskaźnik błędnej edycji, przeciętny rozmiar korekty danych; terminowości i punktualności — średni okres między okresem sprawozdawczym a danymi wynikowymi (wstępnymi, ostatecznymi), punktualność harmonogramu publikacji; dostępności i przejrzystości — liczba publikacji, liczba baz danych, liczba informacji z kompletnymi metadanymi; porównywalności danych — długość porównywalnych szeregów czasowych, asymetria w przebiegu porównywalnych szeregów czasowych; spójności — liczba dostępnych statystyk, które spełniają wymagania zastosowania wtórnego.

Ocenie jakości w statystyce publicznej służy audyt jakości — czyli przegląd procesu statystycznego z udziałem autora oraz organizatora badania i zespołu audytorskiego składającego się z osób niezwiązanych z danym procesem statystycznym. Zespół audytorski składa się najczęściej z: metodologa, eksperta ds. informatycznych w zakresie przetwarzania danych oraz autora badania innego niż to, które podlega audytowi jakości. Celem audytu jest ustalenie słabych i mocnych stron procesu oraz wskazanie dobrych praktyk usprawniających proces.

2. UWAGI METODOLOGICZNE BADANIA BUDŻETÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

Historia badań budżetów gospodarstw domowych na ziemiach polskich sięga przełomu XIX i XX wieku. Były to początkowo opracowania pojedynczych budżetów rodzin zaliczanych do niższych warstw społecznych, sporządzane przez

⁴ Więcej na ten temat na stronie Eurostatu <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/quality/introduction> oraz w opracowaniu *Podstawowe standardy jakości w statystyce publicznej*.

indywidualnych badaczy. W dwudziestoleciu międzywojennym badania budżetów rodzinnych zostały podjęte przez GUS, placówki naukowe oraz instytucje samorządu terytorialnego. Badania te miały w dalszym ciągu charakter fragmentaryczny, obejmowały wybrane grupy ludności w niektórych regionach kraju, prowadzone były na próbach zawierających od kilkudziesięciu do kilkuset gospodarstw domowych.

Po wojnie badania budżetów gospodarstw domowych prowadzi GUS metodą reprezentacyjną. Badanie budżetów oparte jest na próbie losowej, która daje możliwość uogólnienia z określonym błędem uzyskanych wyników na populację gospodarstw domowych w kraju, z której próba pochodzi⁵. Można wyróżnić cztery okresy doboru próby:

1. 1957–1971 — podejście branżowe, metoda ciągła;
2. 1973–1982 — podejście terytorialne, metoda ciągła;
3. 1982–1992 — podejście terytorialne, metoda rotacji kwartalnej;
4. od 1993 — podejście terytorialne, metoda rotacji miesięcznej⁶.

Podejście branżowe opierało się na losowaniu zakładów pracy, a następnie badaniu gospodarstw domowych wybranych losowo pracowników. Podejście terytorialne oznacza losowanie gospodarstw domowych (mieszkań) zamieszkałych na terenie uprzednio wylosowanych rejonów statystycznych (lub ich zespołów utworzonych dla potrzeb narodowego spisu powszechnego). Metoda ciągła polegała na badaniu tych samych gospodarstw przez rok albo dłużej. Metoda rotacyjna oznacza wymianę badanych gospodarstw w ciągu roku. W przypadku rotacji kwartalnej gospodarstwa wymieniane są co kwartał, w przypadku rotacji miesięcznej — co miesiąc.

Informacje pozyskane z badania służą administracji państwowej (oraz organom władzy) jako materiał pomocny w przygotowaniu odpowiednich rozwiązań i podejmowaniu działań w zakresie polityki społecznej. Wyniki badania budżetów gospodarstw domowych wykorzystywane są głównie do: analizy poziomu i zróżnicowania warunków bytu podstawowych grup społeczno-ekonomicznych gospodarstw domowych oraz przyczyn powodujących to zróżnicowanie; analizy poziomu oraz zróżnicowania warunków życia podstawowych grup gospodarstw domowych w ujęciu dynamicznym; tworzenia wag służących do obliczania wskaźników cen towarów i usług konsumpcyjnych, a tym samym pośrednio do rewaloryzacji rent i emerytur oraz innych świadczeń społecznych; ustalania poziomu minimalnego wynagrodzenia; szacowania obciążeń wydatkowych

⁵ Metodzie reprezentacyjnej w badaniach statystyczno-empirycznych poświęcone są m.in. następujące pozycje literaturowe: J. Steczkowski (1995), *Metoda reprezentacyjna w badaniach zjawisk ekonomiczno-społecznych*, PWN, Warszawa-Kraków; J. Steczkowski, P. Stefanów (2009), *Metoda reprezentacyjna w badaniu jakości wyrobów*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków; J. Wywiół (2010), *Wprowadzenie do metody reprezentacyjnej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice.

⁶ *Metodologia badania budżetów gospodarstw domowych* (2011), GUS, Warszawa, s. 10.

i podatkowych gospodarstw domowych; badania spożycia naturalnego; badania ubóstwa; badania poziomu oraz zachodzących zmian w dochodach nominalnych i realnych poszczególnych grup gospodarstw domowych; szczegółowych badań rynku konsumpcyjnego, opracowań prognostycznych oraz innych analiz ekonomicznych; porównań międzynarodowych.

Podstawę prawną prowadzenia badania budżetów gospodarstw domowych stanowią: Ustawa z dnia 29 czerwca 1995 r. o statystyce publicznej (Dz.U. z 1995 r. nr 88, poz. 439 z późniejszymi zmianami) oraz coroczne rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej, ustalające program badań na dany rok. Ze względu na znaczenie i wykorzystywanie wyników badania budżetów gospodarstw domowych, powinny one w sposób prawidłowy i wiarygodny odzwierciedlać rzeczywistość. Wymaga to sprawnej organizacji, dużej dokładności i ustawicznej kontroli tego badania na wszystkich etapach realizacji⁷.

Jednostką obserwacji w badaniu budżetów rodzinnych jest prywatne gospodarstwo domowe jedno- lub wieloosobowe⁸. Przedmiotem badania jest przede wszystkim budżet gospodarstwa domowego, tzn. systematyczne zestawienie przychodów i rozchodów wszystkich członków badanego gospodarstwa domowego oraz ilościowe spożycie wybranych artykułów i usług.

Od 1993 r. badanie budżetów prowadzone jest metodą *rotacji całkowitej miesięcznej*, o cyklu kwartalnym⁹. Jeżeli w wylosowanym mieszkaniu jest więcej niż jedno gospodarstwo domowe, badaniu podlegają wszystkie gospodarstwa. *Rotacja miesięczna* oznacza, że w każdym miesiącu w badaniu uczestniczą inne gospodarstwa domowe. Jest to tzw. miesiąc badania. Gospodarstwo notuje w tym okresie swoje rozchody i przychody w książeczkach budżetowych. *Rotacja całkowita* oznacza, że wymianie podlegają wszystkie gospodarstwa domowe uczestniczące w badaniu w danym okresie. *Cykl kwartalny* oznacza, że z gospodarstwami domowymi badanymi w poszczególnych miesiącach kwartału kalendarzowego przeprowadzany jest na koniec kwartału dodatkowy wywiad¹⁰.

W związku z występującymi odmowami udziału w badaniu, przygotowana jest rezerwowa lista mieszkańców. Listę taką sporządza się, losując mieszkania oddzielnie dla każdego z 1566 terenowych punktów badań, w ramach każdej

⁷ Tamże, s. 6 i dalsze.

⁸ Podstawowe pojęcia i określenia można znaleźć w: *Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, s. 16.

⁹ Próby do badania budżetów gospodarstw domowych dobierane są przy zastosowaniu schematu losowania dwustopniowego z operatu losowania opartego na systemie TERYT, tj. rejestru podziału terytorialnego kraju. Szerzej na ten temat w: *Metodologia badania...* (2011), s. 13 i dalsze.

¹⁰ Po zakończeniu kwartału, w którym brały udział wszystkie gospodarstwa domowe w poszczególnych miesiącach danego kwartału uruchamiany jest program kontroli. W przypadku odmowy przez gospodarstwo złożenia sprawozdania kwartalnego, operator wprowadza informację w wykazie gospodarstw o odmowie udziału w badaniu. Złożenie sprawozdania jest niezbędne do poprawnego wykonania kontroli kompletności danych.

podpróbki. W przypadku nieprzystąpienia do badania żadnego gospodarstwa domowego z wylosowanego mieszkania, dobierane jest inne mieszkanie z rezerwowej listy. Mieszkanie z próby rezerwowej dobiera się tak długo, aż co najmniej jedno gospodarstwo domowe zamieszkujące w dobranym mieszkaniu wyrazi zgodę na uczestniczenie w badaniu. Istotne jest tutaj ściśle przestrzeganie losowo ustalonego porządku mieszkań.

W każdym miesiącu jest objętych badaniem 3132 mieszkania, zatem wyniki roczne dotyczą gospodarstw domowych zamieszkujących 37584 mieszkania. W praktyce liczba ta jest nieco niższa z powodu niestosowania zamiany tych mieszkań, które odstąpiły od uczestnictwa w badaniu w drugiej połowie miesiąca badania. Liczba gospodarstw zbadanych, czyli tych gospodarstw, dla których wypełniono wszystkie wymagane kwestionariusze, kształtuje się w poszczególnych latach na poziomie około 37 tysięcy gospodarstw¹¹.

Przyczyny niepodjęcia badania lub rezygnacji z dalszego w nim uczestniczenia można podzielić na obiektywne i subiektywne. Przyczyny obiektywne odnoszą się do wypadków losowych, uniemożliwiających prowadzenie zapisów przez gospodarstwo (np. choroba, niemożność nawiązania kontaktu, rozpad gospodarstwa, zmiana miejsca zamieszkania). Przez przyczyny subiektywne należy rozumieć sytuację, w której wylosowane gospodarstwo mogłoby uczestniczyć w badaniu, lecz odmawia w nim udziału. W badaniach reprezentacyjnych udział wylosowanych jednostek do badania jest bardzo istotny i ma duży wpływ na jakość wyników.

Niekorzystny wpływ braków odpowiedzi na jakość wyników można do pewnego stopnia zredukować poprzez: zamianę gospodarstw domowych oraz ważenie wyników. O ile zamiana gospodarstw następuje podczas tworzenia próby, o tyle ważenie wyników stosowane jest na etapie wnioskowania statystycznego¹². Poprzez ważenie wyników wprowadza się korektę do wartości ocen szacowanych parametrów, z powodu ewentualnego wystąpienia różnicy między strukturami populacji i próby gospodarstw domowych, ze względu na ich wielkość. Przy obliczaniu wag uwzględnia się prawdopodobieństwo wyboru gospodarstwa domowego do próby. Wykorzystuje się przy tym, pochodzące z ostatniego Narodowego Spisu Powszechnego, informacje o liczbie gospodarstw domowych ze względu na liczbę osób w gospodarstwie domowym, oddzielnie w miastach i na terenach wiejskich. Podstawowymi parametrami szacowanymi w badaniach budżetów gospodarstw domowych, które GUS udostępnia

¹¹ Każdemu gospodarstwu domowemu przypisana jest zmienna o nazwie „wskaźnik poprawności”, która informuje, czy dane dla tego gospodarstwa zostały uznane za poprawne, czyli nie wystąpiły w nich żadne błędy lub pojawiły się tylko takie błędy, które można zaakceptować.

¹² Estymacja parametrów i ocena precyzji estymatorów jest przedstawiona w: *Metodologia badania...* (2011), s. 10 i dalsze.

w swoich publikacjach¹³, są przeciętne miesięczne wydatki (dochody, spożycie) na jedną osobę w gospodarstwie domowym. Wartości oszacowanych błędów dla ocen najważniejszych parametrów zamieszczane są w publikacjach zawierających wyniki badań budżetów gospodarstw domowych.

Główne zmiany metodologiczne dotyczące badania budżetów gospodarstw domowych począwszy od 1999 roku dotyczą: uogólniania (przeważania) wyników; schematu losowania oraz klasyfikacji gospodarstw domowych. W celu zachowania relacji między strukturą próby, a strukturą społeczno-demograficzną populacji gospodarstw, do 1999 roku dane uzyskane z badania przeważano strukturą gospodarstw domowych oszacowaną na podstawie wylosowanej próby. W latach 2000–2003 wyniki przeważano strukturą gospodarstw domowych oszacowaną na podstawie danych pochodzących z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Od 2004 roku uzyskane z badania wyniki są przeważone strukturą gospodarstw domowych (według liczby osób i miejsca zamieszkania) pochodzącą z Narodowego Spisu Ludności Mieszkań¹⁴. Biorąc pod uwagę schemat losowania należy wyjaśnić, że do 1999 roku próba do badania budżetów gospodarstw domowych składała się w połowie z próby stałej i w połowie z próby zmiennej. Mieszkania do próby stałej losowano na okres czterech lat, a do próby zmiennej na dwa lata. Począwszy od 2000 roku — mieszkania są losowane do badania na okres dwóch lat. Z kolei zmiany dotyczące klasyfikacji grup społeczno-ekonomicznych polegały przede wszystkim na tym, że począwszy od 2005 roku zrezygnowano z wyodrębniania grupy gospodarstw domowych pracowników użytkujących gospodarstwo rolne. Zostały one odpowiednio zaklasyfikowane do jednej z pozostałych grup społeczno-ekonomicznych (tj. gospodarstw pracowników, rolników, pracujących na własny rachunek, emerytów, rencistów lub utrzymujących się z niezarobkowych źródeł), w zależności od głównego źródła utrzymania gospodarstwa domowego.

Badanie budżetów gospodarstw domowych prowadzą urzędy statystyczne na terenie całego kraju. Nadzór merytoryczny nad przebiegiem tego badania sprawuje Główny Urząd Statystyczny — Departament Warunków Życia. Organizacją przetwarzania informacji i oprogramowaniem tablic wynikowych zajmuje się Centrum Informatyki Statystycznej. Przedstawione powyżej uwagi metodologiczne badania budżetów domowych dowodzą stałej troski o podwyższanie jakości rezultatów owych badań. Jednocześnie, w związku z wprowadzanymi zmianami, trzeba brać pod uwagę ograniczoną porównywalność danych w czasie.

¹³ W zbiorach danych jednostkowych, jakie w Głównym Urzędzie Statystycznym mogą uzyskać zespoły badawcze, znajduje się rekord pod nazwą mnożnik (waga), uwzględniany w przeprowadzanych analizach statystycznych.

¹⁴ Aktualna struktura gospodarstw domowych pochodzi z NSP (2011).

3. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Empiryczna część opracowania została przygotowana na podstawie najnowszych dostępnych danych, pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych w 2011 roku. Wykorzystano przy tym dane zagregowane¹⁵ oraz zbiór jednostkowych danych, obejmujący 37375 indywidualnych budżetów domowych.

Spośród ogółu gospodarstw domowych, mających w 2011 roku wziąć udział w badaniu budżetów, nie przystąpiło do badania 44,6% gospodarstw. Najczęstszą przyczyną niepodjęcia badania przez wylosowane gospodarstwa domowe były odmowy z powodu niechęci do badań statystycznych (34%), braku czasu (30%), a także uciążliwości zapisów (15%)¹⁶. Dla gospodarstw pracowników, rolników i osób pracujących na własny rachunek główną przyczyną odmowy udziału w badaniu był brak czasu (od 43% do 46% odmów). Spośród gospodarstw mających brać udział w badaniu po raz pierwszy, nie przystąpiło do badania 56,3%. Najczęściej nie podejmowały badań gospodarstwa emerytów (33,8%), z najwyższym wskaźnikiem nieprzystąpienia do badań w IV kwartale (35,9%). Gospodarstwa wieloosobowe na ogół rzadziej odmawiały udziału w badaniach. Dla gospodarstw jednoosobowych wskaźnik nieprzystąpienia do badania 2011 roku wynosił 43,9% i malał wraz ze wzrostem liczby osób w rodzinie tak, że dla gospodarstw sześciuosobowych i więcej wynosił 12,2%. Osobną grupę gospodarstw niepodjemujących badania stanowią gospodarstwa, które prowadziły zapisy w analogicznym miesiącu 2010 roku, ale z różnych przyczyn nie podjęły ich w 2011 roku. Ogólny ich odsetek wynosił 12,9%. Udział gospodarstw przerywających zapisy w trakcie badania stanowił 1,2% ogólnej liczby podejmujących badanie w 2011 roku. Rezerwowa próba mieszkań oraz zastosowanie losowania sekwencyjnego pozwoliło zrealizować zamierzoną wielkość próby gospodarstw domowych.

Precyzja wyników badania budżetów gospodarstw domowych za 2011 rok jest określona za pomocą bezwzględnych oraz względnych błędów szacunków przeciętnych miesięcznych przychodów na 1 osobę oraz ich składowych, przeciętnych miesięcznych wydatków ogółem na towary i usługi konsumpcyjne na 1 osobę, poszczególnych rodzajów wydatków oraz przeciętnego miesięcznego spożycia niektórych artykułów żywnościowych na 1 osobę i jest opublikowana przez GUS¹⁷. Informacje te zostały opublikowane w przekroju grup społeczno-ekonomicznych gospodarstw domowych oraz według klasy miejscowości zamieszkania.

¹⁵ *Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.

¹⁶ Tamże, s. 21–24.

¹⁷ Tamże, s. 239–254.

W tabelach 1–3 przedstawiono wybrane informacje na temat wyników oszacowania przeciętnego dochodu rozporządzalnego na osobę, przeciętnych wydatków na towary i usługi konsumpcyjne na osobę oraz spożycia wybranych artykułów żywnościowych w gospodarstwach domowych w 2011 roku wraz z precyzją ich oszacowania, wyrażoną średnim błędem szacunku (bezwzględny oraz względny).

Z tabeli 1 wynika, że w 2011 roku przeciętny dochód rozporządzalny¹⁸ przypadający na 1 osobę w gospodarstwach domowych ogółem wynosił 1226,95 zł przy względnym błędzie szacunku równym 0,65%. Najwyższy przeciętny poziom dochodu rozporządzalnego przypada na 1 osobę w gospodarstwach pracowników na stanowiskach nierobotniczych (1625,61 zł) oraz pracujących na własny rachunek (1497,43 zł), z błędem względnym wynoszącym odpowiednio 0,99% i 1,68%, zaś najniższy — w gospodarstwach pracowników na stanowiskach robotniczych (936,07 zł), ze średnim błędem oszacowania 6,70 zł, tj. 0,72%. Najwyższy względny błąd szacunku odnosi się do wartości przeciętnej dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych rolników i wynosi on 4,34%.

Tabela 1

Wyniki oszacowania przeciętnego miesięcznego dochodu rozporządzalnego na osobę w gospodarstwach domowych w 2011 roku według grup społeczno-ekonomicznych

gospodarstwa domowe	dochód w zł	błąd bezwzględny w zł	błąd względny w %
ogółem	1226,95	7,94	0,65
pracowników (razem)	1243,84	9,67	0,78
na stanowiskach robotniczych	936,07	6,70	0,72
na stanowiskach nierobotniczych	1625,61	16,07	0,99
rolników	983,88	42,70	4,34
pracujących na własny rachunek	1497,43	25,15	1,68
emerytów	1297,96	8,09	0,62
rencistów	968,98	15,85	1,64

Źródło: na podstawie *Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), GUS, Warszawa, s. 239.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki oszacowania wartości przeciętnej miesięcznych wydatków na towary i usługi konsumpcyjne na osobę w gospodar-

¹⁸ Dochód rozporządzalny jest to suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł, pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych, inne podatki oraz składki na ubezpieczenie społeczne i zdrowotne. W skład dochodu rozporządzalnego wchodzi dochody pieniężne i niepieniężne, w tym spożycie naturalne z indywidualnego gospodarstwa rolnego oraz towary i usługi otrzymane nieodpłatnie. Dochód rozporządzalny jest przeznaczony na wydatki oraz przyrost oszczędności.

stwach domowych w 2011 roku. Największa część wydatków przeznaczona jest na zaspokojenie potrzeb podstawowych, związanych z zakupem żywności i utrzymaniem mieszkania. Stanowią one prawie 48% wydatków konsumpcyjnych. Precyzja oszacowania ich wartości przeciętnych jest duża, bowiem błąd względny nie przekracza 0,7%. Najwyższy błąd oszacowania na poziomie 2,93% odnosi się do wartości przeciętnej wydatków na restauracje i hotele. Z tabeli 3 wynika, że oszacowania przeciętnego spożycia podstawowych grup artykułów żywnościowych charakteryzują się niskim błędem względnym, nie przekraczającym 1%.

Analizując wyniki precyzji oszacowania wartości przeciętnej dochodów i wydatków oraz spożycia w przekrojach gospodarstw domowych opublikowanych przez GUS można stwierdzić, że względne błędy ocen są niewielkie i generalnie nie przekraczają 3%. Poziom błędu jest powiązany z poziomem agregacji, tzn. na wyższych poziomach agregacji poziom błędu jest niższy. Stwierdzono też, że oszacowania wartości przeciętnej badanych cech w gospodarstwach domowych rolników obciążone są wyższymi wartościami błędu względnego niż pozostałych grup społeczno-ekonomicznych gospodarstw.

Tabela 2

Wyniki oszacowania przeciętnych miesięcznych wydatków na towary i usługi konsumpcyjne na osobę w gospodarstwach domowych w 2011 roku

wyszczególnienie	wydatki w zł	błąd bezwzględny w zł	błąd względny w %
towary i usługi konsumpcyjne ogółem	971,83	5,59	0,58
żywność i napoje bezalkoholowe	254,13	0,83	0,33
napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe	27,41	0,32	1,17
odzież i obuwie	51,77	0,74	1,43
użytkowanie mieszkania, energia...	210,34	1,45	0,69
wyposażenie mieszkania...	49,05	0,69	1,41
zdrowie	50,41	0,56	1,11
transport	97,03	1,81	1,86
łączność	42,59	0,29	0,69
rekreacja i kultura	81,81	1,04	1,28
edukacja	12,48	0,33	2,61
restauracje i hotele	24,82	0,78	2,93
pozostałe towary i usługi	52,31	0,68	1,30

Źródło: na podstawie *Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), GUS, Warszawa, s. 241–247.

Tabela 3

Wyniki oszacowania przeciętnego miesięcznego spożycia wybranych artykułów żywnościowych na osobę w gospodarstwach domowych w 2011 roku

wyszczególnienie	spożycie w kg	błąd bezwzględny w kg	błąd względny w %
pieczywo i produkty zbożowe	6,70	0,02	0,34
mięso	5,48	0,02	0,42
oleje i pozostałe tłuszcze	1,31	0,01	0,44
owoce	3,29	0,02	0,57
warzywa	9,88	0,07	0,70

Źródło: na podstawie *Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), GUS, Warszawa, s. 248–250.

Kolejny problem jakości danych statystycznych podniesiony w niniejszej pracy wiąże się z subiektywną oceną własnej sytuacji materialnej gospodarstw domowych. W tabeli 4 przedstawiono frakcje gospodarstw domowych oceniających własną sytuację materialną w pięciostopniowej skali od *bardzo dobrej*, przez *raczej dobrą*, *przeciętną*, *raczej złą* po *złą*, według grup społeczno-ekonomicznych gospodarstw domowych.

Ponad 55% ogółu gospodarstw domowych ocenia swoją sytuację materialną jako przeciętną. Do najbardziej różniących się od siebie należą gospodarstwa pracujących na własny rachunek oraz gospodarstwa rencistów. W pierwszym podzbiorze 45% gospodarstw oceniło swoją sytuację materialną jako bardzo dobrą lub raczej dobrą, a tylko 7,2% jako złą lub raczej złą. W gospodarstwach rencistów sytuacja jest odwrotna, prawie 43% uważa swoje warunki materialne za złe lub raczej złe, a tylko 8,8% za raczej dobre lub bardzo dobre.

W tej części pracy poddano weryfikacji poprawność sądu wydanego przez gospodarstwa domowe o ich własnej sytuacji materialnej¹⁹. Postawiono pytanie, czy subiektywne opinie gospodarstw domowych są zasadne i czy można je utożsamiać z oceną sytuacji materialnej, przeprowadzoną metodami obiektywnymi. Jeżeli tak, to rozkłady dochodów, rozkłady wydatków ponoszonych na zakup towarów i usług konsumpcyjnych oraz ich wartości przeciętne w podzbiorach gospodarstw domowych o odmiennej sytuacji materialnej powinny różnić się między sobą istotnie.

¹⁹ Problemowi zasadności oceny sytuacji materialnej gospodarstw domowych autorka poświęciła uwagę w pracy: *Společno-ekonomiczne uwarunkowania sytuacji materialnej gospodarstw domowych*, w: *Statystyka społeczna — dokonania, szanse, perspektywy* (2008), Biblioteka Wiadomości Statystycznych, tom 57, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, s. 109–123.

Tabela 4

Subiektywna ocena sytuacji materialnej gospodarstw domowych w 2011 roku
według grup społeczno-ekonomicznych

gospodarstwa domowe	% danej grupy gospodarstw oceniających sytuację materialną jako				
	bardzo dobrą	raczej dobrą	przeciętną	raczej złą	złą
ogółem	2,2	21,0	55,8	14,3	6,7
pracowników (razem)	2,6	23,9	57,9	11,7	4,0
na stanowiskach robotniczych	0,7	13,8	63,2	16,3	6,1
na stanowiskach nierobotniczych	4,5	33,9	52,5	7,1	2,0
rolników	1,2	20,7	64,7	9,4	4,0
pracujących na własny rachunek	5,3	39,7	47,9	5,2	2,0
emerytów	1,3	16,6	58,6	17,1	6,4
rencistów	0,5	8,3	48,3	27,0	15,9

Źródło: na podstawie *Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), GUS, Warszawa, s. 234.

Tabela 5

Estymacja przedziałowa przeciętnego miesięcznego dochodu rozporządzalnego podzbiorów gospodarstw domowych według oceny własnej sytuacji materialnej w 2011 roku

gospodarstwa domowe według oceny własnej sytuacji materialnej	granice przedziału ufności dla przeciętnego dochodu rozporządzalnego w złotych na gospodarstwo domowe	
	dolna	górna
bardzo dobra	7519,00	8514,85
raczej dobra	4996,30	5166,03
przeciętna	3234,31	3297,84
raczej zła	2099,05	2173,43
zła	1699,75	1800,85

Źródło: obliczenia własne.

Badanie empiryczne oparto na 37375-elementowej próbie zawierającej dane jednostkowe, pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w 2011 roku. Za istotne dla obiektywnego określenia sytuacji materialnej gospodarstwa domowego przyjęto zmienne: dochód rozporządzalny, wydatki na towary i usługi konsumpcyjne ogółem, wydatki na żywność, odzież i obuwie, mieszkanie, zdrowie, transport, łączność, rekreację i kulturę oraz restauracje i hotele.

W tabeli 5 przedstawiono wyniki estymacji przedziałowej przeciętnego miesięcznego dochodu rozporządzalnego w podzbiorach gospodarstw domowych utworzonych zgodnie z oceną ich własnej sytuacji materialnej w 2011 roku, przy współczynniku ufności $1 - \alpha = 0,95$. Potwierdzają one malejący poziom przeciętnego dochodu wraz z pogorszeniem się sytuacji materialnej. Przeciętny dochód rozporządzalny w gospodarstwach domowych o bardzo dobrej sytuacji materialnej jest ponad 4,5 krotnie wyższy od przeciętnego dochodu gospodarstw o złej sytuacji materialnej. Na dowolnie bliskim zera poziomie istotności potwierdzono różnicę między wartościami przeciętnymi dochodu rozporządzalnego poszczególnych par podzbiorów gospodarstw domowych²⁰.

Tabela 6

Przeciętne wydatki konsumpcyjne podzbiorów gospodarstw domowych
według oceny własnej sytuacji materialnej w 2011 roku

wydatki	gospodarstwa domowe według oceny własnej sytuacji materialnej				
	bardzo dobra	raczej dobra	przeciętna	raczej zła	zła
towary i usługi konsumpcyjne	5033,71	3781,38	2645,03	1916,08	1631,47
żywność	884,35	839,68	746,47	612,29	534,62
odzież i obuwie	379,32	243,22	129,32	72,04	55,61
mieszkanie	846,69	725,48	586,87	476,87	431,24
zdrowie	238,03	188,35	139,00	108,06	85,27
transport	641,44	479,49	255,73	123,67	93,78
łącznie	181,17	156,77	119,21	87,99	71,07
rekreacja i kultura	681,89	379,54	193,96	120,20	90,45
restauracje i hotele	255,57	112,59	50,45	39,24	38,11

Źródło: obliczenia własne.

Poziom każdego rodzaju wydatku zależy od sytuacji materialnej gospodarstw domowych (tabela 6). Najmniejsze różnice między podzbiórami gospodarstw domowych dotyczą wydatków ponoszonych na zaspokojenie potrzeb podstawowych, tj. żywności i mieszkania. Przeciętny poziom wydatków na żywność w gospodarstwach o bardzo dobrej sytuacji materialnej jest 1,6 krotnie wyższy od wydatków gospodarstw znajdujących się w złej sytuacji materialnej,

²⁰ Rozważania na temat problemów estymacji i weryfikacji hipotez statystycznych znaleźć można w podręczniku: A. Iwasiewicz, Z. Paszek (1997), *Statystyka z elementami statystycznych metod sterowania jakością*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.

podczas gdy wydatki na rekreację i kulturę w odpowiednich podzbiorach gospodarstw są 7,5 krotnie wyższe, wydatki na odzież i obuwie, transport oraz restauracje i hotele — 6,8 krotnie wyższe. Zauważmy także, że przeciętne wydatki związane z ochroną zdrowia w gospodarstwach najzamożniejszych są kilkakrotnie wyższe od wydatków gospodarstw najuboższych. Zaobserwowane prawidłowości świadczą o wydaniu przez gospodarstwa domowe uzasadnionej oceny o ich sytuacji materialnej.

Na koniec zaproponowano modele wydatków o postaci potęgowej oraz potęgowo-wykładniczej, które po sprowadzeniu do liniowości mają odpowiednio postać:

$$\ln y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_i + \alpha_2 \ln l_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

oraz

$$\ln y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_i + \alpha_2 \ln l_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j z_{ij} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

gdzie:

y_i — kwota wydatków ponoszona przez i -te gospodarstwo domowe na określony rodzaj towarów i usług;

w_i — zmienna określająca kondycję finansową i -tego gospodarstwa domowego (kwota wydatków konsumpcyjnych ogółem);

l_i — liczba osób w i -tym gospodarstwie domowym;

z_{ij} — przyjmuje wartość 1, jeżeli i -te gospodarstwo domowe określiło swoją sytuację materialną jako j -tą (1 — bardzo dobrą, 2 — raczej dobrą, 3 — raczej złą, 4 — złą), 0 — w przypadku przeciwnym. Podstawę porównania stanowi tu grupa gospodarstw domowych o przeciętnej sytuacji materialnej;

ε_i — wartość składnika losowego dla i -tego gospodarstwa domowego.

Tabela 7

Oceny parametrów potęgowego modelu wydatków na żywność w podzbiorach gospodarstw domowych według oceny własnej sytuacji materialnej w 2011 roku

wyszczególnienie	gospodarstwa domowe według oceny własnej sytuacji materialnej				
	bardzo dobra	raczej dobra	przeciętna	raczej zła	zła
wyraz wolny	3,3653	3,4000	3,0102	2,7404	2,5934
\ln wydatków ogółem	0,3406	0,3414	0,4006	0,4337	0,4434
\ln liczby osób	0,4634	0,4624	0,3974	0,3801	0,4098
R^2	0,4625	0,4828	0,5367	0,5914	0,6225

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8

Oceny parametrów potęgowo-wykładniczego modelu wydatków na żywność oraz wydatków na rekreację i kulturę w gospodarstwach domowych w 2011 roku

wyszczególnienie	żywność		rekreacja i kultura	
	ocena parametru	wartość p	ocena parametru	wartość p
wyraz wolny	3,0699	0,0000	-4,5014	0,0000
ln wydatków ogółem	0,3911	0,0000	1,1757	0,0000
ln liczby osób	0,4127	0,0000	0,0482	0,0000
sytuacja materialna bardzo dobra	0,0505	0,0000	0,4224	0,0000
sytuacja materialna raczej dobra	-0,0262	0,0000	0,2160	0,0000
sytuacja materialna raczej zła	-0,0393	0,0000	-0,0964	0,0000
sytuacja materialna zła	-0,0999	0,0000	-0,1816	0,0000
R^2	0,5674		0,3960	

Źródło: obliczenia własne.

Szacowanie parametrów modelu przeprowadzono metodą najmniejszych kwadratów z selekcją zmiennych objaśniających zgodnie z regresją krokową. Ze względu na ograniczoną objętość artykułu, zaprezentowano jedynie wyniki oszacowania parametrów potęgowego modelu (1) wydatków na żywność, najmniej zróżnicowanych w pięciu podzbiorach gospodarstw domowych (tabela 7). Ponadto przedstawiono oceny parametrów potęgowo-wykładniczego modelu wydatków na żywność oraz wydatków na rekreację i kulturę (2). Są to krańcowo odmienne rodzaje wydatków, zarówno pod względem pilności potrzeb, jak i stopnia ich zróżnicowania między podzbiórami gospodarstw domowych (tabela 8).

Największe różnice w mechanizmie kształtowania się wydatków na żywność występują między gospodarstwami o sytuacji materialnej poniżej dobrej. Elastyczność dochodowa („wydatkowa”) wydatków na żywność wzrasta przy przechodzeniu do kolejnego podzbioru gospodarstw domowych, przy jednoczesnym obniżaniu się wartości wyrazu wolnego. Współczynnik determinacji systematycznie wzrasta i jest najwyższy w grupie gospodarstw najuboższych (w przypadku modelowania wydatków na podstawie jednostkowych danych, wartości te świadczą o relatywnie dobrym dopasowaniu modelu do danych empirycznych). Należy dodać, że we wszystkich podzbiórach gospodarstw domowych potwierdzona została statystyczna istotność wszystkich parametrów na dowolnie bliskim zera poziomie istotności ($p=0,0000$).

W porównaniu z podzbiorem gospodarstw o przeciętnej sytuacji materialnej, poziom wydatków na żywność oraz wydatków na rekreację i kulturę w gospodarstwach gorzej sytuowanych jest niższy, natomiast wyższy w gospodarstwach o lepszej sytuacji materialnej. Różnice te są większe w przypadku wydatków na rekreację i kulturę, mniejsze w odniesieniu do wydatków na żywność. Z tabeli 8 wynika, że w gospodarstwach domowych o bardzo dobrej sytuacji materialnej wydatki na rekreację i kulturę są średnio wyższe o 52,5% od poziomu wydatków w podzbiórze gospodarstw stanowiącym podstawę porównania, natomiast w gospodarstwach o złej sytuacji materialnej, niższe średnio o 16,7%, przy założeniu stałości pozostałych zmiennych.

PODSUMOWANIE

Z przeprowadzonego badania wynika, że dane statystyczne pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych spełniają przedmiotowe aspekty jakości. Pierwszy wiąże się z występującymi odmowami udziału w badaniu wylosowanych gospodarstw domowych. Niekorzystny wpływ braków odpowiedzi na jakość wyników redukowany jest poprzez losowanie sekwencyjne gospodarstw domowych z rezerwowej próby mieszkań oraz ważenie wyników. Drugi wynika z prowadzenia badań metodą reprezentacyjną i uogólniania wyników na populację gospodarstw domowych. W tym przypadku okazuje się, że błędy ocen szacowanych wartości przeciętnych dochodów, wydatków oraz spożycia są niewielkie. Względne błędy szacunków z reguły nie przekraczają 3%. Można zatem uznać dokładność danych, zapewniającą bliskość wyników do rzeczywistego stanu badanych zjawisk.

Weryfikacja poprawności oceny wydanej przez gospodarstwa domowe o ich własnej sytuacji materialnej potwierdziła zasadność wyrażonych opinii. Potwierdzona została zarówno istotność różnic między wartościami przeciętnymi dochodów rozporządzalnych, jak i w odniesieniu do kształtowania się wydatków konsumpcyjnych. Tym samym podzbiory gospodarstw domowych utworzone na podstawie subiektywnych opinii można utożsamiać z wynikami klasyfikacji przeprowadzonej metodami obiektywnymi.

BIBLIOGRAFIA

- Budżety gospodarstw domowych 2011 r.* (2012), GUS, Warszawa.
 Iwasiewicz A., Paszek Z. (1997), *Statystyka z elementami statystycznych metod sterowania jakością*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
Jakość w statystyce, GUS [www.stat.gov.pl].
Metodologia badania budżetów gospodarstw domowych (2011), GUS, Warszawa.

- Podolec B. (2008), *Spoleczno-ekonomiczne uwarunkowania sytuacji materialnej gospodarstw domowych*, w: *Statystyka społeczna — dokonania, szanse, perspektywy*, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, tom 57, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Podstawowe standardy jakości statystyki publicznej*, GUS [www.stat.gov.pl].
- Steczkowski J. (1995), *Metoda reprezentacyjna w badaniach zjawisk ekonomiczno-społecznych*, PWN, Warszawa–Kraków.
- Steczkowski J., Stefanów P (2009), *Metoda reprezentacyjna w badaniu jakości wyrobów*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Wywiał J. (2010), *Wprowadzenie do metody reprezentacyjnej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice.
- <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/quality/introduction>.

OD JAKOŚCI EKOLOGICZNEJ DO ODPOWIEDZIALNOŚCI BIZNESU

ANDRZEJ CHODYŃSKI

Instytut Rozwoju Organizacji i Zarządzania Ekologicznego
Krakowskiej Akademii im. Andrzeja Frycza Modrzewskiego
e-mail: achodynski@afm.edu.pl

ABSTRACT

A. Chodyński. *From ecological quality to business responsibility*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2013, 54: 151–160.

The evolution of the term “ecological quality” has been presented, starting from the general concept of quality to the place of ecological quality in the TQEM (*Total Quality Environmental Management*) concept. Ecological quality has been emphasised as an important expression of ecological competencies of a company. Ecological competencies are the basis for competition in the strategic dimension, with modern views on building competitive edge based on social responsibility of business entities and capacity of organisations to develop network connections. Network connections built with the CSR (Corporate Social Responsibility) concept taken into account may use *sustainability* competencies based on simultaneous use of economic, social and ecological competencies. In this way, ecological quality constitutes a component of *sustainability* competencies, which are the basis of a responsible business development and building responsible business models. These models may use a new approach to effectiveness, perceiving it not only in economic categories, but also in social and ecological ones. Responsible activities of business entities also lead to enhancement of quality of life. Responsible development of these entities, however, requires making responsible decisions which take into account social and ecological aspects as well.

STRESZCZENIE

Zaprezentowano rozwój pojęcia jakości ekologicznej poczynając od ogólnego pojęcia jakości do miejsca jakości ekologicznej w koncepcji TQEM (*Total Quality Environmental Management*). Zwrócono uwagę, że jakość ekologiczna stanowi ważny przejaw kompetencji ekologicznych przedsiębiorstwa. Kompetencje ekologiczne, w wymiarze strategicznym są podstawą do konkurowania, wykorzystując współczesne poglądy na budowę przewagi konkurencyjnej opartej o odpowiedzialność społeczną podmiotów gospodarczych oraz zdolności organizacji do tworzenia powiązań sieciowych. Powiązania sieciowe, budowane z uwzględnieniem koncepcji CSR (Corporate Social Responsibility — społeczna odpowiedzialność przedsiębiorstwa, biznesu), mogą wykorzystywać kompetencje *sustainability*, oparte o równoczesne wykorzystanie kompetencji ekonomicznych,

społecznych i ekologicznych. W ten sposób jakość ekologiczna stanowi komponent kompetencji *sustainability*, będących podstawą odpowiedzialnego rozwoju firm oraz budowy odpowiedzialnych modeli biznesu. Modele te mogą wykorzystywać nowe podejście do efektywności, rozpatrując ją nie tylko w kategoriach ekonomicznych ale także społecznych i ekologicznych. Odpowiedzialne działania podmiotów gospodarczych prowadzą także do podniesienia jakości życia. Odpowiedzialny rozwój tych podmiotów wymaga jednak podejmowania decyzji odpowiedzialnych, uwzględniających również aspekty społeczne i ekologiczne.

KEYWORDS — SŁOWA KLUCZOWE

ecological quality, ecological responsibility, sustainability competencies, CSR
jakość ekologiczna, odpowiedzialność ekologiczna, kompetencje sustainability,
społeczna odpowiedzialność biznesu (przedsiębiorstwa)

WPROWADZENIE

Okres po drugiej wojnie światowej charakteryzował się rozwojem problematyki związanej z jakością. Jakość, z punktu widzenia przedsiębiorstwa, była postrzegana jako bardzo ważny czynnik spełniania oczekiwań klientów (odbiorców), a w następnym okresie — budowy przewagi konkurencyjnej. Jakość rozpatrywano w kategoriach strategicznych zakładając, że obejmuje ona wszystkie sfery funkcjonowania organizacji z podkreśleniem roli przywództwa. Takie całościowe ujęcie odnoszono do jakości totalnej (*Total Quality Management*). Równocześnie narastanie świadomości ekologicznej, w tym u klientów, powodowało, że jakość zaczęto postrzegać z punktu widzenia wymagań ale i oczekiwań związanych z ochroną środowiska naturalnego. Odchodzono od myślenia w kategoriach „końca rury”, koncentrując uwagę na możliwości ograniczenia „wytwarzania” różnych substancji odpadowych, koncentrując się na obniżeniu oddziaływań na środowisko naturalne („czystsza produkcja”), a w dalszej kolejności przechodząc do często radykalnych, innowacyjnych rozwiązań proekologicznych („czysta produkcja”). Znaczącą rolę w kształtowaniu tej świadomości odegrały inicjatywy organizacji międzynarodowych. Pojawiło się pojęcie jakości ekologicznej. Po części znalazło to odbicie w tworzonej koncepcji TQEM — *Total Quality Environmental Management*. Z upływem czasu pojęcie jakości było postrzegane szerzej, wychodząc poza podmiot gospodarczy, jego produkty, klientów, dostawców czy konkurentów. Pojawiło się pojęcie „jakości życia”. Mieściły się w nim także aspekty związane z dbałością o środowisko naturalne. Równocześnie na znaczeniu zyskiwały koncepcje wskazujące na odpowiedzialność podmiotów gospodarczych wobec społeczeństwa. Wobec zjawisk globalizacji zwracano uwagę, że korporacje powinny stanowić „obywateli społeczeństwa” (*corporate citizenship*). Oznaczało to, że w swych działaniach powinny one uwzględniać skutki swoich działań nie tylko w aspekcie ekonomicznym, ale także społecznym, w tym ekologicznym. Prowadzi to do zaangażowania przedsiębiorstw w kwestie społeczne.

Kierując się działaniami na poziomie lokalnym wskazywano na współdziałanie podmiotów gospodarczych ze społecznościami lokalnymi, także w odniesieniu do dbałości o środowisko naturalne. Na znaczeniu zyskuje zatem odpowiednia jakość zarządzania, w tym skierowana na otoczenie zewnętrzne, na interesariuszy zewnętrznych podmiotów gospodarczych. Oczekiwania interesariuszy uwzględniane są w rozwijającej się koncepcji społecznej odpowiedzialności przedsiębiorstw (biznesu) — CSR. Zachowania przedsiębiorstw, realizujących założenia CSR zmierzają do równoczesnej realizacji celów ekonomicznych, społecznych i ekologicznych.

1. JAKOŚĆ EKOLOGICZNA

Pojęcie jakości rozumiane jest w różny sposób, zmienny w czasie, przy czym T. Wawak rozróżnia następujące główne podejścia:

- postrzegania jakości z punktu widzenia techniczno-formalnego, zwracając uwagę na cechy i właściwości produktu, oraz
- postrzegając jakość z punktu widzenia społeczno-marketingowego, zwracając uwagę na zaspokojenie potrzeb odbiorcy (klienta, użytkownika) itd.

Często jakość jest postrzegana poprzez połączenie tych dwóch podejść — Wawak (2012), s. 28. Współczesne koncepcje, związane z problematyką zagrożeń środowiska naturalnego doprowadziły do uwzględnienia aspektów ekologicznych zarówno z punktu widzenia cech produktu oraz kształtującej się świadomości ekologicznej społeczeństw, co przejawiało się zaspokajaniem potrzeb, akcentujących nowe postrzeganie jakości.

Aspekty ekologiczne odnosiły się zatem do cech produktów, analizując je w całym, ekologicznym cyklu życia („od kołyski do grobu”), ale z podkreśleniem faktu, że istnieje ścisły związek jakości produktu z jakością procesu ich wytwarzania. Proces ten powinien również uwzględniać aspekty ochrony środowiska naturalnego. Podnoszono kwestie ekologiczne związane z eksploatacją produktu i postępowaniem po zakończeniu jego użytkowania. Wreszcie aspekt jakości produktu i procesu w coraz większym zakresie uwzględniono przy świadczeniu usług. Takie podejście do procesów wytwórczych i usługowych wiązało się z wprowadzeniem pojęcia jakości ekologicznej. W szczególności problematyka jakości ekologicznej nabrała znaczenia z punktu widzenia zarządzania strategicznego w przedsiębiorstwie. Wiązało się to z postrzeganiem jakości, w tym ekologicznej jako czynnika budowy konkurencyjnego biznesu. Wymagało to zespolenia pojęcia jakości ekologicznej z teorią kompetencji organizacyjnej. Wiązało się to w szczególności z dorobkiem teorii zasobowej. Rozpatrywanie jakości ekologicznej jako kompetencji przedsiębiorstwa stwarzało możliwości wykorzystania tej kompetencji w zarządzaniu rozwojem przedsiębiorstwa. Jakość ekologiczna w tym ujęciu „stanowi kompetencję, polegającą na tworzeniu wartości dodanej

(*added value*) przez wyróżnianie produktu, procesu lub całej organizacji w oczach klienta i/lub innych partnerów (uczestników) rynkowych (interesariuszy — *stakeholders*).” Określenie „ekologiczność” jest traktowane jako przejaw jakości opartej o wartości ekologiczne — Chodyński (2011), s. 183.

Jakość ekologiczna znalazła swoje praktyczne odbicie w stosowanych metodach analizy strategicznej. Jej udział uwzględniano zarówno na etapie analizy strategicznej, jak i różnego typu metodach portfelowych związanych z planowaniem strategicznym. Wiele uwagi poświęcono możliwości realizacji założeń jakości ekologicznej w ramach powiązań między podmiotami gospodarczymi, a także w łańcuchach logistycznych, czy ekologii przemysłu.

2. KOMPETENCJE ORGANIZACJI I JEJ ODPOWIEDZIALNOŚĆ

Przejawem odpowiedniego poziomu jakości (ale i innowacyjności ekologicznej) są kompetencje ekologiczne. Rozwój kompetencji ekologicznych miał swoje oparcie w koncepcji zarządzania wiedzą w organizacjach, a wiedza (ekologiczna) mogła być wykorzystana w budowie przewagi konkurencyjnej podmiotu gospodarczego. Obserwowano przechodzenie podmiotów od realizacji założeń systemowego zarządzania jakością do zarządzania wiedzą w organizacjach — Chodyński (2006), s. 3. Aktualnie kompetencje ekologiczne można traktować jako część składową kompetencji *sustainability* przedsiębiorstwa (które obejmują także kompetencje społeczne i ekonomiczne), zob. Chodyński (2013), s. 14–19.

Z punktu widzenia zarządzania strategicznego na uwagę zasługuje powiązanie jakości ekologicznej z innowacyjnością ekologiczną (ekoinnowacyjnością). Postulat ciągłego doskonalenia jakości zawarty w koncepcjach TQM oraz TQEM nie zawsze zapewniał trwałą przewagę konkurencyjną. Dla określonych sektorów działalności szczególne znaczenie ma bowiem innowacyjność. Jednak nawet realizacja innowacji, po jej wprowadzeniu wiąże się z koniecznością stabilizacji, a w dalszej kolejności — ciągłego doskonalenia uzyskanego poziomu jakości. Innowacyjność ekologiczna ma szczególne znaczenie w sektorach, stwarzających duże zagrożenie dla środowiska naturalnego. Jednak wzrost świadomości ekologicznej klientów, społeczności lokalnych, ale także pozostałych interesariuszy powoduje, że aspekty ekologiczne dotyczą działalności we wszystkich sektorach.

Wprowadzenie pojęcia jakości ekologicznej do procesu zarządczego ma swoje odbicie w jakości zarządzania. T. Gospodarek zwraca uwagę, że jakość zarządzania jest kategorią aksjologiczną, zob. Gospodarek (2012). Jakość zarządzania odnosi się bowiem do spełniania określonych oczekiwań np. różnych interesariuszy. W opracowaniu pod red. A. Iwasiewicza wskazuje się na aspekty funkcjonowania podmiotów gospodarczych, podkreślając społeczną rolę rynku, ze wskazaniem roli niektórych interesariuszy. Szczególnie ważne jest podkreśle-

nie roli państwa, ale i organizacji pozarządowych, występujących na poziomie lokalnym i regionalnym — Iwasiewicz (2011a).

Jakość, w tym jakość ekologiczna odgrywa istotną rolę w kształtowaniu pojęcia jakości życia. T. Wawak przyjmuje, że jakość życia jest kategorią filozoficzną, która określa w danym momencie stopień, w jakim życie dostarcza zadowolenia człowiekowi w długim okresie. Jakość ta jest postrzegana w sposób subiektywny, ale da się wyróżnić trzy grupy wartości, określające jakość życia (Wawak (2012), s. 62–63):

- psychologiczno-moralne i religijne (duchowe),
- niematerialne wartości społeczno-kulturowe,
- materialne, o charakterze techniczno-ekonomicznym (w tym związane ze środowiskiem naturalnym).

Jakość życia wiąże się z koncepcjami wpływającymi na stan środowiska naturalnego. Odnosi się zatem do pojęcia rozwoju zrównoważonego, koncepcji *sustainability* oraz do koncepcji społecznej, w tym ekologicznej odpowiedzialności biznesu. Odpowiedzialność biznesu oznacza w praktyce bilansowanie oczekiwań i wpływu interesariuszy. Ma wpływ na tworzone modele biznesu. Często poziomy odpowiedzialności biznesu rozpatrywane są w oparciu o zawierającą cztery poziomy piramidę A. Carroll:

- poziom pierwszy: podstawą piramidy jest odpowiedzialność ekonomiczna — wymagana przez społeczeństwo,
- poziom drugi: odpowiedzialność prawna — także wymagana przez społeczeństwo,
- poziom trzeci: odpowiedzialność etyczna — oczekiwana przez społeczeństwo odnośnie podejmowania działań powyżej minimum, zawartego w standardach,
- poziom czwarty: odpowiedzialność filantropijna — pożądana przez społeczeństwo, związana z działaniami na rzecz społeczeństwa czy zaangażowaniem na rzecz społeczności lokalnej (Carroll (1993), s. 35).

Odpowiedzialność biznesu znajduje swoje odbicie w realizacji założeń CSR (*Corporate Social Responsibility*).

W rozwoju koncepcji odpowiedzialności społecznej można wydzielić następujące etapy tych przeobrażeń, (zob. Paliwoda–Matiolańska (2009), s. 66–73):

- społeczna odpowiedzialność biznesu (*Corporate Social Responsibility*, CSR1), zakładająca długofalowe kreowanie dobrobytu społecznego z udziałem biznesu, z podkreśleniem aspektów ochronnych. Kształtowano nastawienie przedsiębiorstw do powstrzymywania się od działań szkodliwych społecznie, zwracano uwagę na zapobieganie i likwidowanie różnych negatywnych zjawisk społecznych,
- społeczne odpowiadanie (reagowanie) biznesu (*Corporate Social Responsiveness*, CSR2), o charakterze krótko- i średnioterminowym, akcentując aspekty etyczne, zwracając uwagę na działania o charakterze antycypacyjnym i pre-

wencyjnym na rzecz spełnienia norm i oczekiwań społecznych. Rozszerzając koncepcję CSR1 o wymiar praktyczny, uwzględniano przygotowanie przedsiębiorstwa w zakresie strukturalnym i organizacyjnym do reagowania na pojawiające się potrzeby społeczne,

- społeczne oddziaływanie (wkład — *impact*) biznesu CSP (*Corporate Social Performance*); wykorzystując dorobek CSR1 i CSR2 podkreśla się konieczność zarządzania problemami społecznymi. W ramach CSP opracowano różne jej modele, w tym z podkreśleniem konieczności pomiaru uzyskiwanych wyników oraz ze zwróceniem szczególnej uwagi na decyzje menadżerskie.

Wśród zasad polityki społecznej odpowiedzialności, przedsiębiorstwo musi uwzględniać m.in. zasadę zapewnienia jakości, co wiąże się z możliwością potwierdzenia wiarygodności firmy przez niezależnych ekspertów.

Modele (odpowiedzialnego) biznesu mogą być budowane z wykorzystaniem aspektów ekologicznych. W szczególności wpływ na budowane modele biznesu, głównie na poziomie lokalnym i regionalnym, mają koncepcje tworzenia organizacji sieciowych oraz podkreślająca konieczność równoczesnej realizacji celów ekonomicznych, społecznych i ekologicznych — koncepcja *sustainability*. Szczególnego znaczenia nabiera konieczność realizacji założeń *sustainability* w przypadku występowania sytuacji kryzysowych, zarówno traktowanych jako fakt towarzyszący rozwojowi przedsiębiorstwa, jak i w przypadku wystąpienia kryzysów pozaekonomicznych. Te ostatnie są wywoływane przez m.in. katastrofy ekologiczne spowodowane czynnikami naturalnymi lub cywilizacyjnymi. Zmienia się równocześnie postrzeganie środowiska naturalnego jako interesariusza, który może przybierać rolę interesariusza pierwszoplanowego, a przede wszystkim dostrzega się środowisko naturalne jako element turbulencji otoczenia. Dotychczas koncentrowano uwagę na minimalizacji negatywnego oddziaływania przedsiębiorstw na środowisko naturalne. Do tej pory środowisko naturalne było traktowane jako „milczący interesariusz”, w którego imieniu występowali inni interesariusze, na przykład organizacje proekologiczne. Na rysunku przedstawiono powiązania poszczególnych wymienionych czynników i elementów.

3. MODELE BIZNESU ODPOWIEDZIALNEGO I ODPOWIEDZIALNE DECYZJE

Tworzenie modeli biznesu jest przedsięwzięciem strategicznym, związanym z rozwojem przedsiębiorstwa. Z odpowiedzialnym rozwojem przedsiębiorstwa wiąże się pojęcie *sustainability*. Zmiany dokonywane w przedsiębiorstwie w ramach tego rozwoju następują wraz z jednoczesną realizacją celów ekonomicznych, społecznych ale także ekologicznych, w ich wzajemnej interakcji, zob. Chodłyński (2013), s. 14–19. Model biznesu może wskazywać na tworzenie wartości dla interesariuszy, kierując się założeniami *sustainability*. Oznacza to zachowania

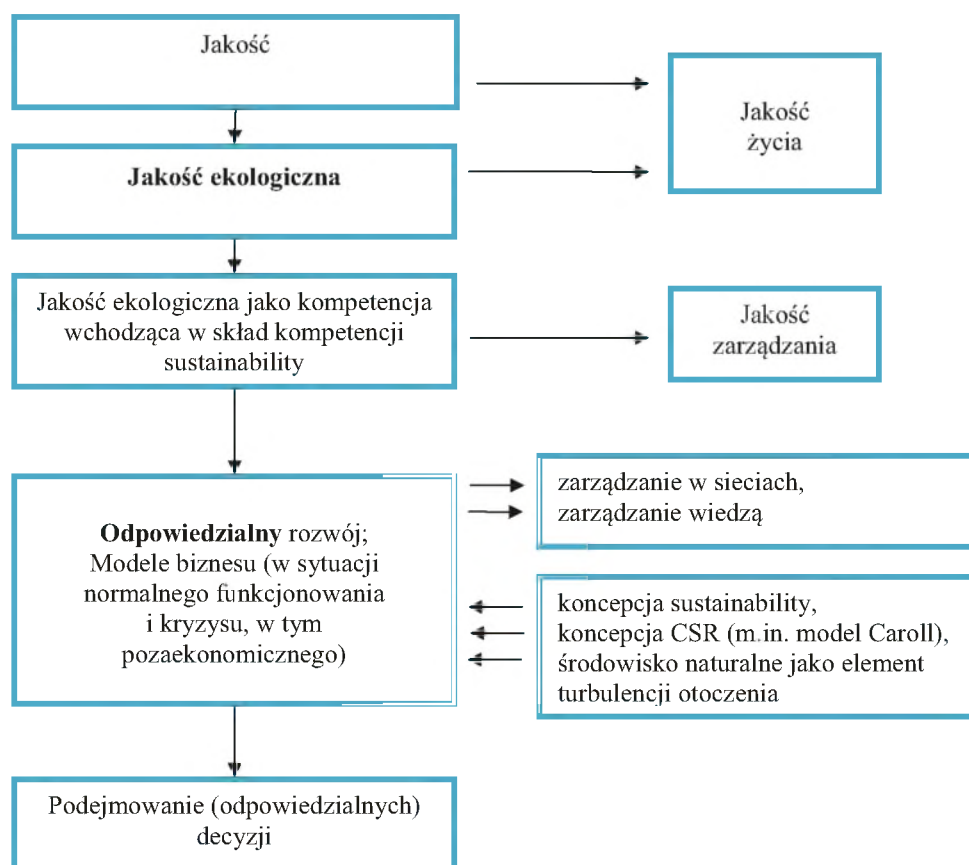
odpowiedzialne wobec tych interesariuszy z założeniem, że podejmowane, odpowiedzialne decyzje mają na uwadze także dbałość o przyszłe pokolenia. Decyzje te służyć mogą legitymizacji podmiotów gospodarczych wobec różnego typu instytucji (odniesienie do teorii instytucjonalnej). Szczególną rolę przy podejmowaniu decyzji odgrywa państwo poprzez tworzony system regulacji. W literaturze przedmiotu akcentuje się nie tylko rolę państwa, ale m.in. wpływ zawodów (*professions*), grup interesów i opinii publicznej (Verstraete i in. (2005), s. 33–52) na podejmowane decyzje. Zwraca się uwagę, w ramach teorii instytucjonalnej na instytucjonalizację CSR — Richter (2011), s. 261–279. Podkreśla się również wpływ teorii instytucjonalnej nie tylko na duże, ale także na małe i średnie przedsiębiorstwa.

Kompetencje *sustainability* można rozpatrywać w aspekcie efektywności prowadzonej działalności. Efektywność w tym przypadku nie jest jedynie oceniania w wymiarze ekonomicznym ale także społecznym i ekologicznym. *Eco-efficiency* wiąże się z dostarczaniem konkurencyjnych cenowo towarów i usług, realizując zapotrzebowanie społeczne w odniesieniu do jakości życia, minimalizując oddziaływanie w całym, ekologicznym cyklu życia. *Socio-efficiency* odnosi się m. in. do budowy powiązań relacyjnych, nastawienia marketingowego i co ważne — jakości. Z przywracaniem odpowiedniego stanu środowiska naturalnego, uwzględniając zachowania klientów wiąże się *eco-effectiveness*. *Socio-effectiveness* uwzględnia koncepcję CSR, zob. Chodyński (2011), s. 230–231.

B. Al-Najjar i A. Anfimiadou (2012), s. 49–59, zwracają uwagę, że wyższy poziom *eco-efficiency* (EE) dla firm wiąże się z redukcją substancji toksycznych, wzrostem recyklingu odpadów, wykorzystaniem materiałów (surowców) odnawialnych. Prowadzić to może do obniżki kosztów materiałowych i wyższej jakości produktów. Zwraca się uwagę na wzrost wartości firm, związany z efektywnością procesów biznesowych, z równoczesną obniżką oddziaływania na środowisko naturalne. Niektórzy autorzy określają EE jako stosunek wartości ekonomicznych firm do ich oddziaływań na środowisko naturalne. Rozważa się wpływ EE na efektywność biznesu. EE opisuje się także jako mechanizm tworzenia większej wartości przy mniejszym zużyciu zasobów. Z kolei WBCSD (*World Business Council for Sustainable Development*) określiło EE jako filozofię menedżerską powodującą wzrost korzyści (profitów) przy ograniczeniu wpływu na środowisko naturalne.

Problematykę jakości ekologicznej, kompetencji ekologicznych oraz kompetencji *sustainability* można rozpatrywać na tle powiązań sieciowych — zob. Chodyński (2012), s. 110. Powiązania sieciowe można odnosić do modeli biznesu z uwzględnieniem interakcji i współzależności występujących w sieci partnerów. Współzależności budowane są w oparciu o bezpośrednie relacje pomiędzy przedsiębiorstwami, a także organizacjami niekomercyjnymi. Na tworzenie sieci wpływać będą wspólne wartości, np. ekologiczne, respektowane przez różne organizacje — uczestników sieci. Na poziomie biznesu wartości ekologiczne (ale

także społeczne) znajdują odzwierciedlenie w koncepcji *sustainable business*. Mianem sieci biznesowych (*business network*) określa się zbiór długotrwałych relacji formalnych i nieformalnych, zarówno pośrednich jak i bezpośrednich, między co najmniej dwoma podmiotami. Relacje te tworzą się samoistnie i nie są efektem świadomych działań partnerów. Podstawą tworzenia tych relacji o charakterze niesformalizowanym, i na początku niescentralizowanym, jest długotrwała współpraca podmiotów gospodarczych — zob. Ratajczak-Mrozek (2009), s. 18–20. Jako odmianę sieci można traktować klastę (grono), oparty o bliskość związaną z lokalizacją poszczególnych podmiotów, w szczególności małych i średnich. Chciałbym podkreślić przy tym rolę tworzonego w klastre kapitału społecznego



Źródło: opracowanie własne.

Rys. Czynniki wpływające na wykorzystanie jakości ekologicznej w modelach odpowiedzialnego rozwoju przedsiębiorstwa.

oraz wspólnotę wyznawanych wartości, w tym w ujęciu koncepcji *sustainability*. Prowadzić to może do tworzenia klastrów ekologicznych.

W literaturze szeroko omawia się modele podejmowania decyzji. Rozpatrując odpowiedzialność przedsiębiorstw należy podkreślić, że sposób podejmowania decyzji wiąże się z jakością zarządzania. Decyzje te, w szczególności o charakterze strategicznym, powinny respektować jakość ekologiczną i założenia odpowiedzialności przedsiębiorstwa wobec wszystkich interesariuszy, zarówno w sytuacji normalnego funkcjonowania, jak i kryzysu pozaekonomicznego. Oznacza to, że powinny stanowić podstawę do odpowiedzialnego rozwoju przedsiębiorstwa. W opracowaniu A. Iwasiewicza (2011b) odniesiono się do metody monitorowania dla minimalizacji prawdopodobieństwa błędnych decyzji menedżerskich. Decyzje te mogą dyskwalifikować poprawnie przebiegający proces jak i akceptować proces, który przebiega niezgodnie z założeniami. Dokonując przeglądu modeli, K. Martin i B. Parmar (2011), s. 289–306, zwracają uwagę na odchodzenie od racjonalnego modelu podejmowania decyzji, głównie w warunkach występującej turbulencji otoczenia. W nawiązaniu do koncepcji *sustainability* oraz wpływu interesariuszy na podejmowane decyzje warto podkreślić, że proponuje się modele etycznego podejmowania decyzji, zob. Woicieszyn (2011), s. 311–323.

ZAKOŃCZENIE

Zarówno pojęcie jakości ekologicznej, jak i odpowiedzialności w rozwoju biznesu, wiążą się ze wzrostem świadomości ekologicznej wszystkich interesariuszy. To interesariusze wpływają na decyzje podejmowane w przedsiębiorstwach dla równoważenia celów ekonomicznych, społecznych i ekologicznych. Szczególnie interesujące jest zjawisko tworzenia powiązań sieciowych, w tym na poziomie lokalnym, gdzie wartości ekologiczne wpływając na tworzenie się sieci, równocześnie oddziałują na osiągnięty poziom jakości życia.

BIBLIOGRAFIA

- Al-Najjar B., Anfimiadou A. (2012), *Environmental policies and firm value*, Business Strategy and the Environment, Vol. 21, 1.
- Caroll A.B. (1993), *Business and Society: Ethics and Stakeholder Management*, College Division South — Western Publishing Co, Cincinnati, Ohio.
- Chodyński A. (2006), *Od zarządzania jakością do zarządzania wiedzą w rozwoju przedsiębiorstw*, Ekonomia i Organizacja Przedsiębiorstwa, 5.
- Chodyński A. (2011), *Odpowiedzialność ekologiczna w proaktywnym rozwoju przedsiębiorstw*, Oficyna Wyd. AFM, Kraków.
- Chodyński A. (2012), *Sieciowość w koncepcjach biznesu — aspekty społeczne i ekologiczne*, w: *Zarządzanie odpowiedzialnym rozwojem przedsiębiorstwa* (red. A. Chodyński), Ofic. Wyd. AFM, Kraków.

- Chodyński A. (2013), *Kompetencje sustainability przedsiębiorstwa w sytuacji kryzysu pozaekonomicznego*, Przegląd Organizacji, 1.
- Gospodarek T. (2012), *Aspekty złożoności i filozofii nauki w zarządzaniu*, Wydawnictwo Wałbrzyskiej Wyższej Szkoły Zarządzania i Przedsiębiorczości, Wałbrzych, dostęp: 29.12.2012.
- Z problematyki ekonomii i zarządzania (2011a), red. A. Iwasiewicz, Państwo i Społeczeństwo, Ofic. Wyd. AFM, Kraków.
- Iwasiewicz A. (2011b), *Analiza wielowymiarowych procesów binarnych jako metoda wspomagania decyzji menedżerskich w zarządzaniu jakością w: Przedsiębiorcze aspekty rozwoju organizacji i biznesu* (red. A. Chodyński), Ofic. Wyd. AFM, Kraków.
- Martin K., Parmar B. (2011), *Assumptions in decision making scholarship: implications for business ethics research*, Journal of Business Ethics, Vol. 105, 3.
- Paliwoda-Matiolańska A. (2009), *Odpowiedzialność społeczna w procesie zarządzania przedsiębiorstwem*, Wyd. C.H. Beck, Warszawa.
- Ratajczak-Mrozek M. (2009), *Istota podejścia sieciowego*, Przegląd Organizacji, 4.
- Richter U.H. (2011), *Drivers of change: a multiple case study on the process of institutionalization of corporate responsibility among three multinational companies*, Journal of Business Ethics, Vol. 102, 2.
- Verstraete T., Fayolle A. (2005), *Paradigmes et entrepreneuriat*, Revue de l'Entrepreneuriat, Vol. 4, 5.
- Wawak T. (2012), *Jakość zarządzania w szkołach wyższych*, Wyd. Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Woicieszyn J. (2011), *A model for ethical decision making in business: reasoning, intuition, and rational moral principles*, Journal of Business Ethics, Vol. 104, 3.